



ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

ΤΜΗΜΑ ΟΡΓΑΝΩΣΗΣ ΚΑΙ ΔΙΟΙΚΗΣΗΣ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΩΝ
ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΩΝ ΣΠΟΥΔΩΝ ΣΤΗ ΔΙΟΙΚΗΣΗ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΩΝ
(MBA)

Διπλωματική εργασία

Η ΣΧΕΣΗ ΑΙΤΙΟΤΗΤΑΣ ΜΕΤΑΞΥ ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΥ ΚΑΙ
ΑΝΕΡΓΙΑΣ ΣΕ ΕΠΙΛΕΓΜΕΝΕΣ ΧΩΡΕΣ

ΚΟΣΜΑΣ ΣΩΤΗΡΙΟΣ ΤΟΥ ΑΘΑΝΑΣΙΟΥ

ΠΕΙΡΑΙΑΣ, 2013

Αφιερώνεται στην αδερφή μου Αννέτα,

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

Η ΣΧΕΣΗ ΑΙΤΙΟΤΗΤΑΣ ΜΕΤΑΞΥ ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΥ ΚΑΙ ΑΝΕΡΓΙΑΣ ΣΕ ΕΠΙΛΕΓΜΕΝΕΣ ΧΩΡΕΣ

ΚΟΣΜΑΣ ΣΩΤΗΡΗΣ

Σημαντικοί όροι: VAR ανάλυση, Έλεγχοι Αιτιότητας Granger, Χρονοσειρές, Έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας, Ανεργία, Εργατικό Δυναμικό, Πληθωρισμός, Υπερπληθωρισμός, Καμπύλη Phillips, Συναρτήσεις Αιφνίδιων Αντιδράσεων, Ποσοτική Θεωρία Χρήματος, Αποτέλεσμα Fisher, Αυτοπαλίνδρομα Υποδείγματα

ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Η σχέση μεταξύ της ανεργίας και του πληθωρισμού είναι ένα θέμα που έχει προσεγγίσει την προσοχή των οικονομολόγων την τελευταία περίοδο περισσότερο από κάθε άλλη χρονική στιγμή στο παρελθόν. Συγκεκριμένα, έχει μεγάλο ενδιαφέρον, η διερεύνηση του κατά πόσο επηρεάζει η μία μεταβλητή τις τιμές της άλλης. Σκοπός της διπλωματικής εργασίας είναι να γίνει μια προσπάθεια για να προσδιοριστεί αν το ένα μέγεθος αιτιάζει το άλλο ή αιτιάζεται από αυτό ή ακόμα αν είναι ανεξάρτητα. Η διενέργεια ελεγχόμενου πειράματος για τον προσδιορισμό της σχέσης αιτίας – αιτιατού γίνεται με τον έλεγχο κατά Granger και εφαρμόζοντας τη VAR ανάλυση.

Αρχικά, πριν προκύψουν τα εμπειρικά αποτελέσματα, ορίστηκαν τα μεγέθη του πληθωρισμού και της ανεργίας, έγινε αναφορά στα αίτια και στα αποτελέσματά τους, παρουσιάστηκαν τα δεδομένα στις επιλεγμένες χώρες μέσω διαδοχικών χρονοδιαγραμμάτων και έγινε θεωρητική περιγραφή της ανάλυσης χρονοσειρών και της μεθοδολογίας που ακολουθήθηκε στο εμπειρικό μέρος της εργασίας.

Τα εμπειρικά αποτελέσματα περιλαμβάνουν τους ελέγχους μοναδιαίας ρίζας, την επιλογή του κατάλληλου VAR υποδείγματος σε κάθε χώρα, τους ελέγχους αιτιότητας και τη γραφική απεικόνιση των συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων και έδειξαν συν τοις άλλοις ότι υπάρχει αιτιώδης σχέση, ανάμεσα στην ανεργία και στον πληθωρισμό

σε επιλεγμένες χώρες. Συγκεκριμένα, η κατεύθυνση της σχέσης αιτιότητας είναι από την ανεργία προς τον πληθωρισμό σε οχτώ από τις δεκαπέντε χώρες που συμπεριλήφθηκαν στην ανάλυση. Σε τέσσερις χώρες δεν υπάρχει καμία σχέση αιτιότητας, σε μία η σχέση αιτιότητας είναι αμφίδρομη, ενώ μόλις σε δύο ο πληθωρισμός αιτιάζει την ανεργία.

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

Ευχαριστίες

Σε αυτό το σημείο θα ήθελα να ευχαριστήσω τον επιβλέποντα καθηγητή μου κ. Χρήστο Αγιακλόγλου για τις πολύτιμες συμβουλές του, αλλά και όλους τους καθηγητές του μεταπτυχιακού προγράμματος Οργάνωσης και Διοίκησης Επιχειρήσεων για τις χρήσιμες γνώσεις που μου παρείχαν.

Φυσικά, δε μπορώ να μην αναφέρθώ και στην αμέριστη συμπαράσταση της αδερφής μου Αννέτας, του πατέρα μου Αθανασίου και της μητέρας μου Κωνσταντίνας. Ένα μεγάλο ευχαριστώ στην οικογένειά μου για τη στήριξή τους σε κάθε μου βήμα και στην προσπάθειά μου να υλοποιήσω τα όνειρά μου.

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

ΚΑΤΑΣΤΑΣΗ ΠΙΝΑΚΩΝ

	Σελίδα
Πίνακας 1.1: Είδη ανεργίας και αιτίες (συνοπτική παρουσίαση)	9
Πίνακας 1.2: Αρνητικές επιδράσεις του πληθωρισμού	21
Πίνακας 1.3: Επισκόπηση υπερπληθωρισμού τη δεκαετία του 1920	22
Πίνακας 1.4: Σύνοψη αντιπληθωριστικών μέτρων	26
Πίνακας 2.1: Παρουσίαση διαθέσιμων χρονικών διαστημάτων των δεδομένων	38
Πίνακας 3.1: Χαρακτηριστικά ARMA (p,q) υποδειγμάτων	75
Πίνακας 4.1: Περιγραφικά στοιχεία ανεργίας για κάθε χώρα	92
Πίνακας 4.2: Περιγραφικά στοιχεία πληθωρισμού για κάθε χώρα	93
Πίνακας 4.3: Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας για τη μεταβλητή ανεργία	95
Πίνακας 4.4: Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας για τη μεταβλητή D(ανεργία)	96
Πίνακας 4.5: Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας για τον πληθωρισμό	97
Πίνακας 4.6: Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας για τη μεταβλητή D(πληθωρισμός)	98
Πίνακας 4.7: VAR μοντέλο για κάθε χώρα	100
Πίνακας 4.8: Έλεγχοι αιτιότητας	105

ΚΑΤΑΣΤΑΣΗ ΔΙΑΓΡΑΜΜΑΤΩΝ

	Σελίδα
Διάγραμμα 1.1: Μετάπτωση ατόμων από απασχόληση σε ανεργία	2
Διάγραμμα 1.2: Απεικόνιση ανεργίας ισορροπίας-φυσικού ποσοστού ανεργίας	4
Διάγραμμα 1.3: Αλληλεξαρτήσεις μεταξύ χρήματος και επιτοκίου	15
Διάγραμμα 1.4: Απεικόνιση πληθωρισμού ζήτησης	16
Διάγραμμα 1.5: Απεικόνιση πληθωρισμού κόστους ή προσφοράς	17
Διάγραμμα 1.6: Καμπύλη IS	27
Διάγραμμα 1.7: Καμπύλη LM	28

Διάγραμμα 1.8: Ισοροπία καμπυλών IS- LM	29
Διάγραμμα 1.9: Ανεργία και μεταβολή μισθών σύμφωνα με Keynes	30
Διάγραμμα 1.10: Καμπύλη Phillips	31
Διάγραμμα 2.1: Εξέλιξη της ανεργίας από το 2000 έως το 2012 στην Ελλάδα	39
Διάγραμμα 2.2: Εξέλιξη του ρυθμού πληθωρισμού στην Ελλάδα το 2000-2012	40
Διάγραμμα 2.3: Εξέλιξη της ανεργίας από το 2000 έως το 2012 στη Γερμανία	41
Διάγραμμα 2.4: Εξέλιξη του ρυθμού πληθωρισμού στη Γερμανία το 2000-2012	42
Διάγραμμα 2.5: Εξέλιξη της ανεργίας από το 2000 έως το 2012 στη Γαλλία	42
Διάγραμμα 2.6: Εξέλιξη του ρυθμού πληθωρισμού στη Γαλλία το 2000-2012	43
Διάγραμμα 2.7: Εξέλιξη της ανεργίας από το 2000 έως το 2012 στην Ισπανία	44
Διάγραμμα 2.8: Εξέλιξη του ρυθμού πληθωρισμού στην Ισπανία το 2000-2012	45
Διάγραμμα 2.9: Εξέλιξη της ανεργίας από το 2000 έως το 2012 στην Ιταλία	46
Διάγραμμα 2.10: Εξέλιξη του ρυθμού πληθωρισμού στην Ιταλία το 2000-2012	46
Διάγραμμα 2.11: Εξέλιξη της ανεργίας από το 2000 έως το 2012 στη Δανία	47
Διάγραμμα 2.12: Εξέλιξη του ρυθμού πληθωρισμού στη Δανία το 2000-2012	48
Διάγραμμα 2.13: Εξέλιξη της ανεργίας από το 2000 έως το 2012 στη Φινλανδία	49
Διάγραμμα 2.14: Εξέλιξη του ρυθμού πληθωρισμού στη Φινλανδία το 2000-2012	49
Διάγραμμα 2.15: Εξέλιξη της ανεργίας από το 2000 έως το 2012 στην Ολλανδία	50
Διάγραμμα 2.16: Εξέλιξη του ρυθμού πληθωρισμού στην Ολλανδία το 2000-2012	51
Διάγραμμα 2.17: Εξέλιξη της ανεργίας από το 2000 έως το 2012 στο Βέλγιο	52
Διάγραμμα 2.18: Εξέλιξη του ρυθμού πληθωρισμού στο Βέλγιο το 2000-2012	53
Διάγραμμα 2.19: Εξέλιξη της ανεργίας από το 2000 έως το 2012 στην Αυστρία	54
Διάγραμμα 2.20: Εξέλιξη του ρυθμού πληθωρισμού στην Αυστρία το 2000-2012	54
Διάγραμμα 2.21: Εξέλιξη της ανεργίας από το 2000 έως το 2012 στην Πορτογαλία	55
Διάγραμμα 2.22: Εξέλιξη ρυθμού πληθωρισμού στην Πορτογαλία το 2000-2012	56
Διάγραμμα 2.23: Εξέλιξη της ανεργίας από το 2000 έως το 2012 στο Ην. Βασίλειο	57
Διάγραμμα 2.24: Εξέλιξη ρυθμού πληθωρισμού στο Ην. Βασίλειο το 2000-2012	58

Διάγραμμα 2.25: Εξέλιξη της ανεργίας από το 2000 έως το 2012 στις Η.Π.Α.	59
Διάγραμμα 2.26: Εξέλιξη του ρυθμού πληθωρισμού στις Η.Π.Α. το 2000-2012	60
Διάγραμμα 2.27: Εξέλιξη της ανεργίας από το 2000 έως το 2012 στη Σουηδία	61
Διάγραμμα 2.28: Εξέλιξη του ρυθμού πληθωρισμού στη Σουηδία το 2000-2012	61
Διάγραμμα 2.29: Εξέλιξη της ανεργίας από το 2000 έως το 2012 στη Ρουμανία	62
Διάγραμμα 2.30: Εξέλιξη ρυθμού πληθωρισμού στη Ρουμανία το 2000-2012	63
Διάγραμμα 2.31: Συγκεντρωτική αποτίμηση ανεργίας τα έτη 2000-'02-'06-'10	64
Διάγραμμα 2.32: Συγκεντρωτική αποτίμηση πληθωρισμού τα 2000-'02-'06-'10	65
Διάγραμμα 4.1: Γραφική απεικόνιση αιφνίδιων αντιδράσεων Ελλάδα	107
Διάγραμμα 4.2: Γραφική απεικόνιση αιφνίδιων αντιδράσεων Γερμανία	108
Διάγραμμα 4.3: Γραφική απεικόνιση αιφνίδιων αντιδράσεων Γαλλία	109
Διάγραμμα 4.4: Γραφική απεικόνιση αιφνίδιων αντιδράσεων Ισπανία	110
Διάγραμμα 4.5: Γραφική απεικόνιση αιφνίδιων αντιδράσεων Ιταλία	111
Διάγραμμα 4.6: Γραφική απεικόνιση αιφνίδιων αντιδράσεων Δανία	112
Διάγραμμα 4.7: Γραφική απεικόνιση αιφνίδιων αντιδράσεων Φινλανδία	113
Διάγραμμα 4.8: Γραφική απεικόνιση αιφνίδιων αντιδράσεων Ολλανδία	114
Διάγραμμα 4.9: Γραφική απεικόνιση αιφνίδιων αντιδράσεων Βέλγιο	115
Διάγραμμα 4.10: Γραφική απεικόνιση αιφνίδιων αντιδράσεων Αυστρία	116
Διάγραμμα 4.11: Γραφική απεικόνιση αιφνίδιων αντιδράσεων Πορτογαλία	117
Διάγραμμα 4.12: Γραφική απεικόνιση αιφνίδιων αντιδράσεων U.K.	118
Διάγραμμα 4.13: Γραφική απεικόνιση αιφνίδιων αντιδράσεων Η.Π.Α.	119
Διάγραμμα 4.14: Γραφική απεικόνιση αιφνίδιων αντιδράσεων Σουηδία	120
Διάγραμμα 4.15: Γραφική απεικόνιση αιφνίδιων αντιδράσεων Ρουμανία	121

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

Περιεχόμενα

Πρώτο Κεφαλαίο

« Βασικές έννοιες για ανεργία και πληθωρισμό»

Ενότητα	σελ.
1.1 Εισαγωγή.....	1
1.2 Ορισμός ανεργίας και φυσικό ποσοστό.....	2
1.3 Είδη ανεργίας.....	5
1.4 Μέτρα καταπολέμησης της ανεργίας.....	9
1.5 Πληθωρισμός και λειτουργίες χρήματος.....	10
1.6 Ποσοτική θεωρία χρήματος.....	11
1.7 Σχέση πληθωρισμού και επιτοκίων.....	13
1.8 Είδη πληθωρισμού.....	16
1.9 Αρνητικές επιδράσεις πληθωρισμού.....	19
1.10 Υπερπληθωρισμός.....	21
1.11 Μέτρηση πληθωρισμού – ΔTK.....	23
1.12 Μέτρα αντιπληθωριστικής πολιτικής.....	24
1.13 Η λειτουργία του Κεϋσιανού συστήματος.....	26
1.14 Σχέση ανεργίας και πληθωρισμού- καμπύλη Phillips.....	29
1.15 Ανακεφαλαίωση.....	32
Επιλεγμένη Βιβλιογραφία –αρθρογραφία – ιστόχωροι.....	33

Δεύτερο Κεφάλαιο

«Επισκόπηση των μεγεθών της ανεργίας και του πληθωρισμού σε επιλεγμένες χώρες »

Ενότητα	σελ.
2.1 Εισαγωγή.....	35
2.2 Χαρακτηριστικά στοιχεία χρονοσειράς.....	35
2.3 Παρουσίαση δεδομένων.....	37

2.4	Εξέλιξη των μεγεθών σε επιλεγμένες χώρες.....	38
2.5	Συνολική Αποτίμηση.....	63
2.6	Ανακεφαλαίωση.....	65
	Επιλεγμένη Βιβλιογραφία –αρθογραφία – ιστόχωροι.....	66

Τρίτο Κεφάλαιο

«Ανάλυση Χρονοσειρών »

Ενότητα	σελ.	
3.1	Εισαγωγή.....	68
3.2	Στασιμότητα.....	69
3.3	Υποδείγματα Χρονολογικών σειρών.....	72
3.4	Έλεγχοι Στασιμότητας.....	76
3.5	Δυναμικά αυτοπαλίνδρομα υποδείγματα (Vector Autoregressions).....	81
3.6	Επιλογή Χρονικής Υστέρησης.....	83
3.7	Έλεγχοι αιτιότητας κατά Granger.....	84
3.8	Συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων.....	86
3.9	Διάσπαση Διακύμανσης.....	88
3.10	Ανακεφαλαίωση.....	89
	Επιλεγμένη Βιβλιογραφία –αρθογραφία – ιστόχωροι.....	89

Τέταρτο Κεφάλαιο

«Εμπειρικά αποτελέσματα»

Ενότητα	σελ.	
4.1	Εισαγωγή.....	91
4.2	Περιγραφικά στοιχεία πληθωρισμού για κάθε χώρα.....	92
4.3	Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας για κάθε χώρα.....	94
4.4	Επιλογή κατάλληλου VAR.....	99

4.5	Έλεγχοι αιτιότητας.....	105
4.6	Συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων.....	107
4.7	Συμπεράσματα.....	121
4.8	Ανακεφαλαίωση.....	123
	Επιλεγμένη Βιβλιογραφία –αρθρογραφία – ιστόχωροι.....	123
	Παράρτημα Α	124
	Παράρτημα Β	151
	Παράρτημα Γ	189
	Βιβλιογραφία	194

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

Κεφάλαιο 1

Βασικές έννοιες για ανεργία και πληθωρισμό

1.1 Εισαγωγή

Δύο δείκτες της οικονομικής επίδοσης μιας χώρας που παρακολουθούνται στενά είναι η ανεργία και ο πληθωρισμός. Πολλές φορές, για να μετρηθεί η «υγεία» και η ευημερία μιας οικονομίας, διάφοροι αναλυτές παράγουν έναν δείκτη δυστυχίας (misery index) χρησιμοποιώντας αυτά τα μεγέθη. Τα φαινόμενα της ανεργίας και του πληθωρισμού κατά συνέπεια, αποτελούν προβλήματα, που μαστίζουν τις σύγχρονες κοινωνίες για πολλά χρόνια και οδηγούν στην εξαθλίωση όχι μόνο πολίτες υποανάπτυκτων χωρών, αλλά γίνονται αισθητά και στους ανθρώπους ανεπτυγμένων χωρών του Δυτικού κόσμου. Ειδικότερα, τα τελευταία χρόνια η εμφάνιση φαινομένων, όπως η έκρηξη της ανεργίας, η αύξηση της τιμής του πετρελαίου, η υποτίμηση του δολλαρίου και η συνεχώς αυξανόμενη ανάγκη χωρών για δημοσιονομική προσαρμογή, δείχνουν φανερά πως έχουν οδηγήσει σε πολλές περιπτώσεις σε μια ακραία κατάσταση τη σχέση μεταξύ των δύο μεγεθών. Συμπερασματικά, η διερεύνηση της ανεργίας και του πληθωρισμού καθίσταται πιο επίκαιρη από ποτέ.

Η ανεργία και ο πληθωρισμός είναι δύο μεγέθη τα οποία άμεσα σχετίζονται μεταξύ τους. Μια μεταβολή στο ένα μέγεθος επιφέρει μεταβολή στο άλλο. Είναι άρρηκτα συνδεδεμένα και συνεπώς έχει ιδιαίτερο ενδιαφέρον η μελέτη της συμπεριφοράς τους όχι μόνο για το καθένα από αυτά ξεχωριστά, αλλά και η από κοινού τους διερεύνηση, η οποία έχει αποτελέσει ερευνητικό αντικείμενο πολλών οικονομολόγων αλλά και πηγή διαμαχών και αντικρουόμενων απόψεων.

Στο κεφάλαιο αυτό, θα γίνει θεωρητική θεμελίωση των εννοιών της ανεργίας και της αυξητικής τάσης του γενικού επιπέδου των τιμών (πληθωρισμός), όπως επίσης και αναφορά στα είδη της ανεργίας και στη μέτρηση του φυσικού ποσοστού της. Στη συνέχεια, θα παρουσιαστεί η έννοια του πληθωρισμού, του υπερπληθωρισμού, του κόστους του πληθωρισμού και του υποδείγματος IS – LM. Τέλος, θα ερμηνευτεί η καμπύλη Phillips, που μελετήθηκε για πρώτη φορά το 1958 από τον καθηγητή Phillips του London School of Economics, ο οποίος διαπίστωσε μια στενή σχέση ανάμεσα στον ετήσιο πληθωρισμό και την ετήσια ανεργία στη Βρετανία.

1.2 Ορισμός ανεργίας και φυσικό ποσοστό

Το Διεθνές Γραφείο Εργασίας (ΔΓΕ) ορίζει με τον όρο «**άνεργος**» το σύνολο των πολιτών που υπάρχουν χωρίς εργασία, είναι διαθέσιμοι να εργαστούν και βρίσκονται σε αναζήτηση εργασίας. Η πρώτη και τρίτη προϋπόθεση στον ορισμό του «**ανέργου**», αναφέρονται σε αμοιβόμενη εργασία και οι δυο προϋποθέσεις βρίσκονται σε αρμονία με τους ορισμούς του ενεργού και ανενεργού πληθυσμού, γιατί δε στηρίζονται στο διαχωρισμό μεταξύ της εργασίας και μη εργασίας, αλλά ανάμεσα στην αμοιβόμενη και στη μη αμοιβόμενη. Εργασία μη αμοιβόμενη, όσο εντατική και αν είναι, δεν εξέρχεται του ορισμού του μη ενεργού πληθυσμού. Συνεπώς, **ανεργία** δε σημαίνει απουσία εργασίας, αλλά απουσία αμοιβόμενης εργασίας.

Ο υπολογισμός της ανεργίας ξεκινάει από τον προσδιορισμό της έννοιας του εργατικού δυναμικού. **Εργατικό δυναμικό** είναι το σύνολο των ατόμων που ήδη απασχολούνται και των ατόμων που ζητούν ενεργά να απασχοληθούν. Έστω ότι L είναι το εργατικό δυναμικό, E ο αριθμός των απασχολούμενων και U ο αριθμός των άνεργων εργατών. Επειδή κάθε εργάτης ή θα απασχολείται ή θα είναι άνεργος θα ισχύει :

$$L = E + U$$

Επομένως, το **ποσοστό της ανεργίας** ορίζεται ως U/L . Για να εστιαστεί η προσοχή στους προσδιοριστικούς παράγοντες της ανεργίας, γίνεται η υπόθεση ότι το μέγεθος του εργατικού δυναμικού L είναι σταθερό και δεδομένο και μετά συγκεντρώνει κανείς την προσοχή του στην κίνηση των εργατών, που αποτελούν την εργατική δύναμη, μεταξύ απασχόλησης και ανεργίας.



Πηγή: N.Gregory Mankiw (2002)

Διάγραμμα 1.1
Μετάπτωση ατόμων από απασχόληση σε ανεργία

Η μετάπτωση αυτή των ατόμων από την απασχόληση στην ανεργία, καθώς και τα ενδιάμεσα στάδια, εμφανίζονται στο Διάγραμμα 1.1. Έστω **s** το **ποσοστό απώλειας της εργασίας**, δηλαδή το κλάσμα των εργαζομένων που χάνουν τη δουλειά τους κάθε μήνα. Έστω **f** το **ποσοστό εύρεσης εργασίας**, δηλαδή το κλάσμα των ανέργων που καταφέρνουν να βρουν δουλειά κάθε μήνα. Και τα δύο ποσοστά αυτά μαζί, το ποσοστό απώλειας εργασίας **s** και το ποσοστό εύρεσης εργασίας **f** καθορίζουν το **ποσοστό ανεργίας**. Αν το ποσοστό ανεργίας δεν αυξάνει αλλά ούτε μειώνεται - δηλαδή αν η αγορά εργασίας βρίσκεται σε σταθερή κατάσταση - τότε ο αριθμός των ατόμων που βρίσκουν δουλειά πρέπει να είναι ίσος με τον αριθμό των ατόμων που χάνουν τη δουλειά τους. Επειδή **fU** είναι ο αριθμός των ανθρώπων που βρίσκουν απασχόληση και **sE** ο αριθμός των ανθρώπων που χάνουν τη δουλειά τους, οι δύο αυτές τιμές πρέπει να είναι ίσες:

$$fU = sE$$

Μπορεί όμως, να γίνει αναδιάταξη στην εξίσωση αυτή για να βρεθεί το ποσοστό ανεργίας που αντιστοιχεί στη σταθερή κατάσταση στην αγορά εργασίας. Επίσης, σύμφωνα με την εξίσωση του εργατικού δυναμικού, προκύπτει ότι **E = L - U**, δηλαδή ο αριθμός των απασχολούμενων είναι ίσος με το εργατικό δυναμικό μείον τον αριθμό των ανέργων. Αυτό σημαίνει ότι αν γίνει αντικατάσταση στο **E** αντί για **L - U**, θα προκύψει:

$$fU = s(L - U)$$

Για να προσεγγιστεί περισσότερο η λύση για το ποσοστό ανεργίας, γίνεται διαίρεση και στις δύο πλευρές της εξίσωσης με **L** και έτσι έχουμε:

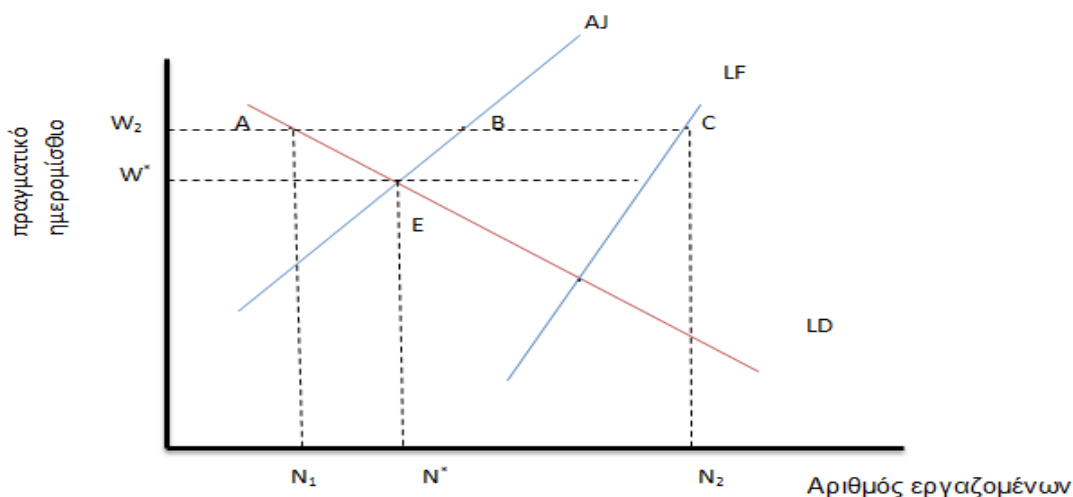
$$f(u/L) = s(1 - U/L)$$

Κατόπιν, λύνεται η εξίσωση ως προς **U/L**:

$$U/L = s / s + f$$

Η εξίσωση αυτή δηλώνει ότι το ποσοστό ανεργίας **U/L** της σταθερής κατάστασης εξαρτάται από το ποσοστό απώλειας **s**, και από το ποσοστό εύρεσης εργασίας **f**. Όσο μεγαλύτερο είναι το ποσοστό απώλειας εργασίας τόσο υψηλότερο είναι το ποσοστό ανεργίας. Και όσο υψηλότερο είναι το ποσοστό εύρεσης εργασίας, τόσο χαμηλότερο είναι το ποσοστό ανεργίας (N.Gregory Mankiw, 2002).

Το **φυσικό ποσοστό ανεργίας (natural rate of unemployment)** αναφέρεται στο ποσοστό ανεργίας που συνήθως υπάρχει σε μια οικονομία. Ο χαρακτηρισμός «φυσικό» δεν υπονοεί ότι αυτό το ποσοστό ανεργίας είναι επιθυμητό. Επίσης, δεν υποδηλώνει ότι είναι σταθερό με την πάροδο του χρόνου ή ανεπηρέαστο από την οικονομική πολιτική. Σημαίνει απλώς, ότι αυτό το ποσοστό της ανεργίας δεν εξαφανίζεται από μόνο του, ακόμη και σε μακροχρόνια χρονικά διαστήματα και είναι το ποσοστό της ανεργίας που προκύπτει όταν η αγορά εργασίας βρίσκεται σε κατάσταση ισορροπίας (ανεργία ισορροπίας).



Πηγή : David Begg (2006)

Διάγραμμα 1.2

Απεικόνιση ανεργίας ισορροπίας – φυσικού ποσοστού ανεργίας

Η ανεργία ισορροπίας εμφανίζεται στο Διάγραμμα 1.2. Οι καμπύλες **LD**, **LF** και **AJ** αναπαριστούν, αντιστοίχως, τη ζήτηση εργασίας, το μέγεθος του εργατικού δυναμικού και τον αριθμό των εργαζομένων που είναι πρόθυμοι να αποδεχθούν προσφορές απασχόλησης σε κάθε πραγματικό ημερομίσθιο. Η καμπύλη AJ βρίσκεται αριστερά της καμπύλης LF, τόσο επειδή κάποια μέλη του εργατικού δυναμικού βρίσκονται σε φάση μετάβασης από μια εργασία σε άλλη, όσο και επειδή οι αισιόδοξοι περιμένουν κάποια ακόμη καλύτερη προσφορά απασχόλησης. Όταν η αγορά εργασίας ισορροπεί στο σημείο E, το διάστημα EF αντιστοιχεί στο φυσικό ποσοστό ανεργίας, δηλαδή τα άτομα στο εργατικό δυναμικό που δεν είναι διατεθειμένα να δεχθούν προσφορές απασχόλησης με το ημερομίσθιο w^* . Αν τα εργατικά σωματεία καταφέρουν χάρη στη δύναμή τους να διατηρήσουν μακροχρόνια το ημερομίσθιο w , τότε η αγορά εργασίας θα βρίσκεται στο σημείο A και το φυσικό ποσοστό ανεργίας AC, θα αντανakλά το μέγεθος της ανεργίας την οποία επέλεξε συλλογικά το εργατικό δυναμικό επιβάλλοντας ημερομίσθιο w_2 . Η ανεργία αυτή είναι

εξ ολοκλήρου εκούσια. **Εκούσια άνεργος**, είναι ο εργαζόμενος που, στο δεδομένο επίπεδο ανεργίας επιθυμεί να ανήκει στο εργατικό δυναμικό, αλλά δεν επιθυμεί να αποδεχθεί μια θέση απασχόλησης. Η περίπτωση κατά την οποία τα εργατικά σωματεία διατηρούν τα ημερομίσθια πάνω από το επίπεδο ισορροπίας, παρουσιάζεται στο Διάγραμμα 1.1, όπου το ημερομίσθιο w διαμορφώνεται υψηλότερα από το w^* . Η συνολική ανεργία είναι AC. Σε ατομικό επίπεδο, AB εργαζόμενοι θέλουν να δουλέψουν με το ημερομίσθιο w^* , αλλά δε βρίσκουν δουλειά. Οι επιχειρήσεις θέλουν να βρίσκονται στο σημείο A. Σε ατομικό επίπεδο, η απόσταση AB απεικονίζει τους **ακουσίως ανέργους**. Οι ακουσίως άνεργοι θα αποδεχθούν κάθε προσφορά απασχόλησης με το ισχύον ημερομίσθιο (David Begg S.Fisher, R. DornBusch, 2006).

1.3 Είδη ανεργίας

Η ανεργία είναι ένα μέγεθος το οποίο μπορεί να υποστεί πολλές κατηγοριοποιήσεις και να παρουσιαστούν διάφορα είδη με βάση πληθώρα κριτηρίων (ηλικία, εισόδημα, φύλο, διάρκεια). Τα πιο ευρέως διαδεδομένα είδη ανεργίας (με αναφορά στα αίτια τους κάθε φορά) τα οποία εμφανίζονται σε κάθε δεδομένη ισχύουσα δημοσιονομική πολιτική είναι:

➤ **Ανεργία τριβής**

Η **ανεργία τριβής (frictional unemployment)** είναι συμβατή με την πλήρη απασχόληση. Πρόκειται για ηθελημένη ανεργία, η οποία καλυτερεύει τελικά τη θέση του ατόμου, αλλά κι εκείνη της εθνικής οικονομίας, καθώς αυξάνει την παραγωγικότητα κατευθύνοντας τους εργαζομένους προς τις εργασίες για τις οποίες έχουν τα περισσότερα κίνητρα. Ένα από τα αυτονόητα αίτια της ανεργίας τριβής, είναι πως χρειάζεται να περάσει κάποιο χρονικό διάστημα για να γίνει κατάλληλο «συνταίριασμα» μεταξύ εργαζομένων και θέσεων εργασίας. Συνεπώς, για την διερεύνηση των αιτιών της ανεργίας, χρήσιμο είναι να γίνουν κάποιες ρεαλιστικές υποθέσεις:

- 1) Οι εργαζόμενοι έχουν διαφορετικές προτιμήσεις και προσόντα
- 2) Οι θέσεις εργασίας έχουν διαφορετικά χαρακτηριστικά
- 3) Η ροή πληροφόρησης σχετικά με τους υποψηφίους για θέσεις απασχόλησης είναι ατελής

- 4) Η γεωγραφική μετακίνηση των εργαζομένων είναι συνεχής και όχι στιγμιαία
- 5) Ύπαρξη κλαδικών μετατοπίσεων στην οικονομία

Όλες αυτές οι υποθέσεις δηλώνουν πως η αναζήτηση εργασίας είναι μια διαδικασία που απαιτεί κόπο, χρόνο και πως η ανεργία τριβής προκύπτει λόγω της ακατάπαυστης κίνησης των ανθρώπων μεταξύ περιοχών - θέσεων εργασίας κατά τη διάρκεια των διαφόρων σταδίων του κύκλου ζωής τους. Τέλος, δεν πρέπει να αγνοηθούν και οι κλαδικές μεταβολές που λαμβάνουν χώρα. Αυτές είναι αλλαγές που συμβαίνουν στους κλάδους και επιφέρουν μεταβολές στη σύνθεση της ζήτησης εργασίας μεταξύ των διαφόρων παραγωγικών τομέων ή περιοχών. Για παράδειγμα, σε έναν κλάδο οι υφιστάμενες και οι νεοεισερχόμενες επιχειρήσεις μπορούν να αλλάζουν τον ρυθμό ανοίγματος θέσεων εργασίας (job creation) με βάση τις μεταβολές στην παραγωγική τους δυναμικότητα. Ο ορισμός που δίνουν οι οικονομολόγοι σε αυτό το φαινόμενο ονομάζεται κλαδική μετατόπιση (N. Gregory Mankiw, 2002).

➤ **Κυκλική ανεργία**

Η **κυκλική ανεργία (cyclical unemployment)** σχετίζεται άμεσα με τις διακυμάνσεις που εμφανίζονται γύρω από το φυσικό ποσοστό ανεργίας από χρόνο σε χρόνο και είναι στενά συνδεδεμένες με τις βραχυχρόνιες ανόδους και καθόδους της οικονομικής δραστηριότητας (Gregory N. Mankiw, 2002). Σε περιπτώσεις οικονομικής ύφεσης, για παράδειγμα, η ζήτηση για αγαθά και υπηρεσίες είναι μειωμένη λόγω μειωμένων εισοδημάτων. Μια τέτοια ζήτηση αγαθών αναπόφευκτα συνεπάγεται μείωση στη ζήτηση παραγωγικών συντελεστών και ιδιαίτερα της εργασίας. Η κυκλική ανεργία είναι αποτέλεσμα σε αυτήν την περίπτωση οικονομικής δυσπραγίας.

➤ **Διαρθρωτική ανεργία**

Η **διαρθρωτική ανεργία (structural unemployment)** είναι η ανεργία που προκύπτει από τις διαρθρωτικές μεταβολές στην παραγωγή με συνέπεια την εμφάνιση νέων αναπτυσσόμενων τομέων και την παρακμή άλλων. Όποιες και να είναι οι αιτίες, οι διαρθρωτικές μεταβολές της παραγωγής προκαλούν αναπόφευκτα αύξηση της ανεργίας καθώς στους τομείς που βρίσκονται σε παρακμή, οι επιχειρήσεις σταματούν τις δραστηριότητες ή μειώνουν τον όγκο παραγωγής και κατά συνέπεια τις θέσεις

εργασίας. Παράλληλα, οι προερχόμενοι άνεργοι από τους τομείς σε κρίση διαθέτουν ανεπαρκή προσόντα ακατάλληλα για τις νέες δραστηριότητες σε ανάπτυξη. Για παράδειγμα, η μείωση της ζήτησης εργατικών χεριών λόγω αυτοματοποίησης της παραγωγής και τεχνολογικής προόδου αποτελεί κύρια πηγή διαρθρωτικής ανεργίας.

➤ **Κεϋσιανού τύπου ανεργία**

Η Κεϋσιανού τύπου ανεργία (Keynesian unemployment) ή ανεργία αναμονής πρόκειται για αδυναμία της συνολικής ζήτησης εργασίας της οικονομίας να απορροφήσει τη συνολική προσφορά του εργατικού δυναμικού. Ο οικονομολόγος John Maynard Keynes, δομεί την επιχειρηματολογία του υποστηρίζοντας ότι μερικές φορές ο πραγματικός μισθός μπορεί να βρίσκεται πάνω από το επίπεδο εκκαθάρισης της αγοράς εργασίας (σημείο ισορροπίας). Όταν συμβαίνει αυτό, η ποσότητα της προσφερόμενης εργασίας ξεπερνά τη ζητούμενη ποσότητα. Σε αυτήν την περίπτωση, οι επιχειρήσεις πρέπει να μοιράσουν τις ανεπαρκείς θέσεις εργασίας μεταξύ των εργαζομένων. Η ακαμψία των μισθών μειώνει το ποσοστό εύρεσης εργασίας και αυξάνει το επίπεδο της ανεργίας. «Η ανεργία που προκύπτει από την ακαμψία των μισθών και την περιορισμένη κατανομή των θέσεων εργασίας ονομάζεται **ανεργία αναμονής**» (N.Gregory Mankiw, 2002). Το εργατικό δυναμικό μένει χωρίς εργασία γιατί στο τρέχον επίπεδο των αμοιβών η προσφορά εργασίας ξεπερνά τη ζήτηση της εργασίας. Επομένως, οι εργάτες αναμένουν η προσφορά εργασίας να ξεπεράσει τη ζήτηση εργασίας.

Ιδιαίτερο ρόλο, για την Κεϋσιανού τύπου ανεργία παίζουν τα κατώτατα ημερομίσθια, τα συνδικάτα και οι μισθοί αποδοτικότητας. Τα κατώτατα ημερομίσθια αποτελούν μια μόνιμη πηγή διαμάχης καθώς επηρεάζουν τους νέους κυρίως. Σύμφωνα, με έρευνα του Charles Brown (1988) έχει αποδειχθεί πως μια αύξηση του κατώτατου μισθού κατά 10% μειώνει την απασχόληση των νέων μεταξύ 1% και 3%. Οι υποστηρικτές του νόμου για τα κατώτατα ημερομίσθια δέχονται ότι η πολιτική αυτή προκαλεί ανεργία σε κάποιους εργαζόμενους, υπεραμύνονται όμως ότι το κόστος αυτό (της ανεργίας) είναι μικρό προκειμένου να εξέλθουν από την κατάσταση της φτώχειας περισσότεροι εργαζόμενοι. Από την άλλη, σύμφωνα με τους Richard Dickens, Stephen Machin και Alan Manning (1999) σε έρευνα που έγινε στη Βρετανία την περίοδο 1975 έως το 1992 παρατηρήθηκε πως οι ελάχιστοι μισθοί σημαντικά συμπίεζαν την κατανομή των εισοδημάτων, αλλά δεν έχουν αρνητική επίδραση στην

ανεργία.¹ Οι αντιτιθέμενοι συνεπώς, υποστηρίζουν ότι η θέσπιση κατώτατων ημερομισθίων και μισθών δεν είναι ο καλύτερος τρόπος για να βοηθηθούν τα φτωχότερα στρώματα και πως έχει εσφαλμένη στόχευση.

Μια δεύτερη αιτία της ακαμψίας των μισθών, που κατ'επέκταση δημιουργεί την ανεργία αναμονής είναι η μονοπωλιακή δύναμη των εργατικών σωματείων. Οι εργαζόμενοι που ήδη απασχολούνται σε μια επιχείρηση προσπαθούν να κρατήσουν το μισθό τους σε υψηλό επίπεδο, ενώ οι άνεργοι (εξωτερικοί της επιχείρησης) φέρουν μέρος από το κόστος των υψηλών μισθών, επειδή στην περίπτωση των χαμηλότερων μισθών θα μπορούσαν ίσως να βρουν δουλειά. Σε αυτήν την περίπτωση, όπως αναφέρεται από τους Lindbeck, Assar, Snower, Dennis J. (1985) η ανεργία αναμονής μπορεί να εκφραστεί ως σύγκρουση συμφερόντων μεταξύ των εργαζομένων στις επιχειρήσεις και των άνεργων εργατών. Βασική υπόθεση βέβαια, είναι πως δε μπορεί να γίνει εύκολα αλλαγή στους ήδη εργαζομένους της επιχείρησης με τους «εκτός» προκειμένου η επιχείρηση να έχει μικρότερο κόστος αναφορικά με τους μισθούς και να απαλλαγεί ταυτόχρονα από την ισχυρή δύναμη των σωματείων.

Τέλος, η τρίτη αιτία της ανεργίας που οφείλεται την ακαμψία των μισθών, είναι η θέσπιση μισθών αποδοτικότητας. Η θεωρία των μισθών αποδοτικότητας, αιτιολογεί την αδυναμία των επιχειρήσεων να μειώσουν τα ημερομίσθια και τους μισθούς παρά την υπερβάλλουσα προσφορά εργασίας. Μολονότι μια μείωση των μισθών θα μείωνε το κόστος εργασίας της επιχείρησης, ταυτόχρονα θα μείωνε και την παραγωγικότητα της εργασίας, επομένως και τα κέρδη της επιχείρησης σύμφωνα με τον D.I. Levine (1992). Από την άλλη, μια δεύτερη θεωρία για το μισθό αποδοτικότητας, η οποία έχει να κάνει με τις ανεπτυγμένες χώρες υποστηρίζει ότι οι υψηλοί μισθοί μειώνουν το ρυθμό αποχώρησης από την εργασία και κατ' επέκταση την εκ νέου κατανομή των θέσεων εργασίας με άμεσο αποτέλεσμα τη δημιουργία ανεργίας αναμονής.²

¹ Δείτε επίσης: Richard Dickens, Stephen Machin, Alan Manning, London School of Economics, "The Effects of Minimum Wages on Employment: Theory and Evidence from Britain", David Card, Princeton University, "The New Economics of the minimum wage"

² Εκτενής αναφορά γίνεται από τον Andrew Blackwell στο Efficiency Wage Theory, <http://www.blackwell.dk/writing/non-fiction/academic/economics/Efficiency%20Wages.pdf>

Πίνακας 1.1

Συνοπτική παρουσίαση στα είδη και στις αιτίες της ανεργίας

Ανεργία τριβής (frictional unemployment)

•οφείλεται στο "συνταίριασμα" θέσεων εργασίας - δεξιοτήτων

Κυκλική ανεργία (cyclical unemployment)

•οφείλεται στις διακυμάνσεις της οικονομικής δραστηριότητας

Διαρθρωτική ανεργία (structural unemployment)

•οφείλεται στις αλλαγές της "διάρθρωσης" των κλάδων

Κεϋσιανού τύπου ανεργία (Keynesian unemployment)

•οφείλεται στο ύψος των κατώτατων ημερομισθίων και κατ'επέκταση στο ρόλο των εργατικών σωματείων και στους μισθούς αποδοτικότητας

Ο Πίνακας 1.1 εμφανίζει συνοπτικά τα είδη της ανεργίας με αναφορά στις αιτίες τους. Αυτά είναι η ανεργία τριβής, η οποία προκαλείται από την κινητικότητα των εργαζομένων προκειμένου να γίνει το βέλτιστο συνταίριασμα σε δεξιότητες και απαιτήσεις εργασίας, η κυκλική ανεργία που οφείλεται σε μεταβολές της οικονομικής δραστηριότητας, η διαρθρωτική ανεργία που έχει να κάνει με τις αλλαγές που υφίστανται οι εργασιακοί κλάδοι και η Κεϋσιανή ανεργία που σχετίζεται με το ύψος των μισθών αποδοτικότητας και τη δύναμη των εργατικών σωματείων.

1.4 Μέτρα καταπολέμισης της ανεργίας

Πολλά είναι τα μέτρα που προσπαθούν να εφαρμόσουν κυβερνήσεις σε όλα τα κράτη για τη μείωση του φυσικού ποσοστού ανεργίας δια της μείωσης της ανεργίας τριβής. Κάποια μπορεί να έχουν να κάνουν με την πληροφόρηση των απολυόμενων για νέες ευκαιρίες εργασίας μέσω κρατικών προγραμμάτων εκπαίδευσης σε νέους κλάδους για παράδειγμα. Κατά συνέπεια, οι κυβερνήσεις μέσω των δράσεών τους, προσπαθούν να προσφέρουν κάποια ασφάλιση έναντι της ανεργίας. Με τέτοιου είδους «ασφαλιστικά» μέτρα, οι άνεργοι μπορούν να εισπράττουν ένα μέρος του μισθού τους για μια ορισμένη χρονική περίοδο από τη στιγμή που θα χάσουν τη δουλειά τους. Πολλές είναι οι έρευνες που έχουν γίνει για την εύρεση του κατάλληλου ποσού πληρωμής του απολυόμενου, έτσι ώστε να υπάρξει η βέλτιστη **ασφάλιση κατά της ανεργίας** (optimal unemployment insurance). Σύμφωνα με τον Mortensen και τον Van den Berg (1990), υπολογίζεται ο κίνδυνος του απολυόμενου και στη συνέχεια προσδιορίζεται ο μισθός συντήρησής του κατά το χρονικό διάστημα που

βρίσκεται χωρίς εργασία.³ Ωστόσο, αν και απαλούνται οι άνεργοι από την οικονομική δοκιμασία της ανεργίας, η ασφάλιση έναντι της ανεργίας από αμέλεια αυξάνει το μέγεθος της ανεργίας τριβής και το φυσικό ποσοστό της ανεργίας. Για παράδειγμα, ο άνεργος που λάμβάνει επίδομα ανεργίας έχει την πολυτέλεια να παραμείνει χωρίς εργασία, απορρίπτοντας προτάσεις για απασχόληση προς αναζήτηση ελκυστικότερων θέσεων. Το γεγονός αυτό βέβαια, δε σημαίνει πως η ασφάλιση έναντι της ανεργίας είναι κατ'ανάγκη ανεπιθύμητη πολιτική, καθώς μειώνει την ανασφάλεια των εργαζομένων σχετικά με το εισόδημά τους.

1.5 Πληθωρισμός και λειτουργίες χρήματος

Όπως αναφέρθηκε και στην εισαγωγή, **πληθωρισμός (inflation)** δεν είναι τίποτα άλλο από την αυξητική τάση του γενικού επιπέδου των τιμών. **Ρυθμός πληθωρισμού (inflation rate)**, είναι η ποσοστιαία μεταβολή στο γενικό επίπεδο των τιμών που παρουσιάζεται από χρόνο σε χρόνο και μεταξύ διαφόρων χωρών. Οι Harris Dellas και Fabrice Collard (2013) αναλύουν τα πολύ μεγάλα ποσοστά πληθωρισμού που εμφανίστηκαν στις Ηνωμένες Πολιτείες της Αμερικής τη δεκαετία του 1970, τα οποία ξεπέρασαν το 10%, που ήταν και το αποκορύφωμα του ρυθμού του πληθωρισμού τον 20^ο αιώνα. Σύμφωνα με τη συγκεκριμένη ανάλυση, διατυπώνεται η άποψη, πως ο πληθωρισμός εκείνη την περίοδο έφτασε σε πολύ υψηλά επίπεδα για δύο λόγους. Ο πρώτος είναι, ότι τα ποσοστά τα αποδέχτηκαν τα άτομα που διαμόρφωναν την πολιτική της χώρας εκείνη την περίοδο για να αποφευχθεί μια επερχόμενη κρίση και ο δεύτερος οφείλεται σε τεχνικά λάθη της Κεντρικής Τράπεζας (Clarida, Gali, and Gertler 2000). Εκείνη την περίοδο που ο πληθωρισμός έφτασε διψήφια νούμερα, ο πρόεδρος των Ηνωμένων Πολιτειών Gerald Ford τον αποκάλεσε «Δημόσιο εχθρό νούμερο 1». Σύμφωνα με τον John Maynard Keynes (1920), οι «κρυμμένες δυνάμεις του πληθωρισμού» όπως συγκεκριμένα αναφέρει, σχετίζονται με την κατανόηση του χρήματος και τις λειτουργίες του, με την προσφορά και τη ζήτησή του και με τη γενικότερη επίδρασή του στην οικονομία. Γι'αυτόν τον λόγο, θα γίνει στη συνέχεια, εκτενής αναφορά στην ποσοτική θεωρία του χρήματος.

Για να ξεκινήσει η ανάλυση της ποσοτικής θεωρίας, πρέπει πρώτα απ' όλα να προσδιοριστεί η έννοια του χρήματος με βάση τις λειτουργίες του. Οι λειτουργίες του

³ Δείτε : Bertil Holmlund, Unemployment Insurance in Theory and Practice

χρήματος είναι τρείς: **το χρήμα ως μέσο διατήρησης της αξίας (store of value)**, ως **μονάδα μέτρησης (unit of account)** και ως **μέσο συναλλαγών (medium of exchange)**. Ως μέσο διατήρησης της αξίας, είναι ένα μέσο να μεταφερθεί αγοραστική δύναμη, διαχρονικά από το παρόν στο μέλλον, ως μονάδα μέτρησης το χρήμα παρέχει τους όρους με τους οποίους αναφέρονται οι τιμές και καταγράφονται τα χρέη και ως μέσο συναλλαγών το χρήμα είναι αυτό που χρησιμοποιείται για να αγοράστούν αγαθά και υπηρεσίες (Frank D. Graham, 1940).

Πέρα από τις λειτουργίες του, το χρήμα κατά τη διάρκεια της ιστορίας έχει πάρει πολλές μορφές. Μπορεί να έχει, είτε να μην έχει εσωτερική αξία. Το χρήμα που δεν έχει εσωτερική αξία αποκαλείται χρήμα **αναγκαστικής κυκλοφορίας** ή **παραστατικό χρήμα (fiat money)** και έχει καθιερωθεί με απόφαση της κυβέρνησης. Το χρήμα που έχει εσωτερική αξία είναι ταυτόχρονα και **χρήμα - αγαθό (commodity money)** και χρησιμοποιείται συνήθως κάποιο εμπόρευμα, για παράδειγμα σε μια οικονομία μπορεί να χρησιμοποιείται ο χρυσός ως χρήμα.

1.6 Ποσοτική θεωρία του χρήματος

Η ποσοτική θεωρία του χρήματος πραγματεύεται κυρίως από τον Hume (1752) και βασίζεται στην εξίσωση:

$$MV = PQ \quad (1.1)$$

όπου **(M)** η ποσότητα του κυκλοφορούντος χρήματος για τη διενέργεια συναλλαγών που ελέγχεται από την Κεντρική Τράπεζα πουλώντας ή αγοράζοντας κρατικά ομόλογα (συναλλαγές ανοικτής οικονομίας), **(V)** η κυκλοφορική ταχύτητα του χρήματος αυτού, **(P)** το γενικό επίπεδο των τιμών των αγαθών και παραγωγικών συντελεστών, και **(Q)** ο όγκος παραγωγής αγαθών και υπηρεσιών της οικονομίας. Πολλές φορές αντί για Q η εξίσωση του Hume γράφεται με (Y) που συμβολίζει το συνολικό εισόδημα της οικονομίας. Η εξίσωση 1.1 είναι μια ταυτότητα και είναι χρήσιμη, γιατί δείχνει ότι αν μεταβληθεί μία από τις μεταβλητές, τότε πρέπει να μεταβληθούν επίσης μία ή περισσότερες από τις άλλες μεταβλητές για να συνεχίσει να ισχύει η σχέση. Εάν, κατά τον Hume, συνεχισθεί να αυξάνεται η ποσότητα χρήματος που εισρέει στην οικονομία κατά μακρό χρόνο, τότε θα μεταδοθεί αυτή η αύξηση στο γενικό επίπεδο των τιμών. Δηλαδή, θα ισχύσει ο αυστηρός μηχανισμός της ποσοτικής θεωρίας χρήματος, όπου κάθε μεταβολή του (M) οδηγεί σε αναλογική

μεταβολή του (P). Κατά συνέπεια, η Κεντρική Τράπεζα, που ελέγχει την προσφορά του χρήματος (M), έχει τον τελικό έλεγχο στο ρυθμό πληθωρισμού. Αν η κεντρική Τράπεζα κρατά σταθερή την προσφορά του χρήματος το επίπεδο τιμών είναι σταθερό. Αν η Κεντρική Τράπεζα αυξάνει την προσφορά του χρήματος γρήγορα, το επίπεδο τιμών θα αυξάνεται γρηγορότερα (Gregory Mankiw, 2002). Για να συμβεί όμως κάτι τέτοιο, θα πρέπει να γίνουν οι απαραίτητες υποθέσεις:

- 1) Δεν υπάρχει μεταβολή του όγκου παραγωγής, δηλαδή η οικονομία λειτουργεί στο επίπεδο πλήρους απασχόλησης
- 2) Δεν παρακρατείται χρήμα
- 3) Δεν μεταβάλλονται οι συνήθειες των ατόμων, δηλαδή δεν μεταβάλλεται η κυκλοφοριακή ταχύτητα του χρήματος

Οι παραπάνω τρεις υποθέσεις, μετατρέπουν την εξίσωση σε: $M\bar{V}=P\bar{Q}$ όπου οι παύλες δηλώνουν ότι η κυκλοφοριακή ταχύτητα χρήματος και ο ρυθμός μεταβολής του παραγόμενου προϊόντος είναι σταθερά. Εάν δεν ισχύουν οι παραπάνω υποθέσεις, όπως και δεν ισχύουν στην πραγματικότητα καθώς παρατηρεί ο Hume, τότε δεν θα ισχύει η αναλογικότητα μεταβολής της ποσότητας χρήματος και του επιπέδου των τιμών.

Πέρα από την ποσοτική εξίσωση του χρήματος, υπάρχει και η συνάρτηση ζήτησης του χρήματος, η οποία δείχνει τί καθορίζει την ποσότητα των χρηματικών διαθεσίμων που οι άνθρωποι επιθυμούν να διακρατούν. Αυτή αποτυπώνεται από την εξής σχέση:

$$(M/P)^d = kQ \quad (1.2)$$

όπου (**k**) είναι μια σταθερά η οποία καταγράφει την ποσότητα του χρήματος που επιθυμούν να διακρατούν οι άνθρωποι για κάθε χρηματική μονάδα του εισοδήματός τους. Η εξίσωση αυτή αναφέρει ότι, η ποσότητα των πραγματικών χρηματικών διαθεσίμων που ζητείται είναι ανάλογη με το πραγματικό εισόδημα της οικονομίας. Η συνάρτηση της ζήτησης χρήματος είναι σαν τη συνάρτηση ζήτησης για ένα συγκεκριμένο αγαθό. Στην περίπτωση αυτή βέβαια, το «αγαθό» είναι η άνεση που προσδίδει η παρακράτηση πραγματικών χρηματικών διαθεσίμων. Υψηλότερο εισόδημα της οικονομίας (ή υψηλότερος όγκος παραγωγής με άλλα λόγια) οδηγεί σε υψηλότερη ζήτηση για πραγματικά χρηματικά διαθέσιμα. Η εξίσωση της ζήτησης

χρήματος προσφέρει έναν ακόμη τρόπο να προσεγγίσει κανείς την ποσοτική εξίσωση ($MV = PQ$), αν γίνει αντικατάσταση όπου $V = 1/k$. Με αυτόν τρόπο συνδέεται και η ποσοτική εξίσωση με τη συνάρτηση ζήτησης του χρήματος. Όταν οι άνθρωποι παρακρατούν μεγάλο ποσοστό για κάθε νομισματική μονάδα που κερδίζουν (το k είναι υψηλό), το χρήμα δεν αλλάζει χέρια πολύ συχνά (το V είναι σχετικά μικρό). Αντίθετα, όταν οι άνθρωποι επιθυμούν να παρακρατούν λίγο χρήμα (το k είναι μικρό), το χρήμα αλλάζει χέρια συχνά (το V είναι μεγάλο). Με άλλα λόγια, ο συντελεστής της ζήτησης χρήματος k και η ταχύτητα κυκλοφορίας του χρήματος V είναι οι αντίθετες όψεις του ίδιου νομίσματος.

1.7 Σχέση Πληθωρισμού και επιτοκίων

Απαραίτητο κομμάτι στη διερεύνηση παραγόντων που επηρεάζουν τον πληθωρισμό αποτελούν τα επιτόκια. Ο Irving Fisher (1930) ήταν εκείνος ο οποίος σύνδεσε το **ονομαστικό επιτόκιο** που πληρώνουν οι τράπεζες (**nominal interest rate**) και το **πραγματικό επιτόκιο** που δείχνει την αύξηση της αγοραστικής δύναμης (**real interest rate**) με το ρυθμό πληθωρισμού στην εξίσωση:

$$i = r + \pi \quad (1.3)$$

Η εξίσωση του Fisher δείχνει ότι, το ονομαστικό επιτόκιο μεταβάλλεται είτε επειδή μεταβάλλονται τα πραγματικά επιτόκια, είτε επειδή μεταβάλλεται ο ρυθμός πληθωρισμού. Σύμφωνα με τον Fisher, εφόσον διακρίνεται το ονομαστικό επιτόκιο στα δύο αυτά μέρη, μπορεί να χρησιμοποιηθεί η εξίσωση αυτή για να αναπτυχθεί μια θεωρία για το ονομαστικό επιτόκιο. Η ένα προς ένα σχέση μεταξύ πληθωρισμού και του ονομαστικού επιτοκίου είναι γνωστή ως **επίδραση Fisher (Fisher effect)**. Μέσω της ποσοτικής θεωρίας του χρήματος, αλλά και της επίδρασης του Fisher, μαζί δείχνουν πως η αύξηση της προσφοράς του χρήματος επηρεάζει το ονομαστικό επιτόκιο. Συνεπώς, μια αύξηση του ρυθμού της προσφοράς του χρήματος κατά 1% προκαλεί αύξηση του πληθωρισμού κατά 1%. Σύμφωνα με την εξίσωση του Fisher όμως, η άνοδος κατά 1% του ρυθμού πληθωρισμού προκαλεί με τη σειρά της αύξηση 1% στο ονομαστικό επιτόκιο. Βέβαια, υπάρχει και η ακριβέστερη μορφή της επίδρασης του Fisher:

$$i = r + \pi^e \quad (1.4)$$

Στην εξίσωση 1.4 περιλαμβάνεται ο **προσδοκώμενος πληθωρισμός π^e** , σε αντίθεση με τον **πραγματικό μελλοντικό πληθωρισμό π** , αλλά ταυτόχρονα γίνεται διάκριση μεταξύ του *ex ante* και *ex post* πραγματικού επιτοκίου. Το πραγματικό επιτόκιο το οποίο τόσο ο δανειστής όσο και δανειζόμενος προσδοκούν όταν ένα δάνειο συνάπτεται καλείται **πραγματικό επιτόκιο εκ των προτέρων (*ex ante* πραγματικό επιτόκιο)**. Το πραγματικό επιτόκιο το οποίο παρατηρείται τελικά είναι το **πραγματικό επιτόκιο εκ των υστέρων (*ex post* πραγματικό επιτόκιο)**. Μολονότι οι δανειζόμενοι και οι δανειστές δε μπορούν να προβλέψουν το μελλοντικό πληθωρισμό με βεβαιότητα, κάνουν κάποια πρόβλεψη για το ρυθμό πληθωρισμού. Έστω ότι το π δηλώνει τον πραγματικό μελλοντικό πληθωρισμό και π^e τον προσδοκώμενο πληθωρισμό. Το *ex ante* πραγματικό επιτόκιο είναι $i - \pi^e$, ενώ το *ex post* πραγματικό επιτόκιο είναι $i - \pi$. Τα δύο επιτόκια διαφέρουν όταν ο διαμορφωμένος πληθωρισμός π είναι διαφορετικός από τον προσδοκώμενο π^e . Από τα παραπάνω προκύπτει ότι το ονομαστικό επιτόκιο μπορεί να προσαρμοστεί μόνο στον αναμενόμενο πληθωρισμό και όχι στον πραγματικό, επειδή ο πραγματικός πληθωρισμός δεν είναι γνωστός όταν ορίζεται το ονομαστικό επιτόκιο.

Τέλος, σημαντικό κομμάτι στη σχέση πληθωρισμού - επιτοκίων παίζει το **κόστος διακράτησης χρήματος**. Σύμφωνα με τον Milton Friedman⁴ (1959), το κόστος διακράτησης χρήματος ισούται με το ονομαστικό επιτόκιο i , αποτέλεσμα που προκύπτει, συγκρίνοντας τις πραγματικές αποδόσεις των εναλλακτικών περυσιακών στοιχείων με την αναμενόμενη απόδοση του χρήματος. Περυσιακά στοιχεία, διάφορα του χρήματος μπορεί να είναι για παράδειγμα, τα κρατικά ομόλογα τα οποία κερδίζουν μια **πραγματική απόδοση r** . Η **αναμενόμενη απόδοση του χρήματος είναι $-\pi^e$** και είναι αρνητική, επειδή η πραγματική αξία του μειώνεται με αύξηση του ρυθμού του πληθωρισμού. Όταν διακρατά κανείς χρήμα, ουσιαστικά χάνει τη διαφορά ανάμεσα σε αυτές τις δύο αποδόσεις. Το κόστος συνεπώς, της διακράτησης χρήματος είναι $r - (-\pi^e)$, όπου σύμφωνα με την εξίσωση Fisher είναι το **ονομαστικό επιτόκιο i** . Συμπερασματικά, η γενική μορφή της συνάρτησης ζήτησης του χρήματος, είναι συνάρτηση του ονομαστικού επιτοκίου (κόστος διακράτησης του χρήματος) και του εισοδήματος και μπορεί να γραφτεί ως:

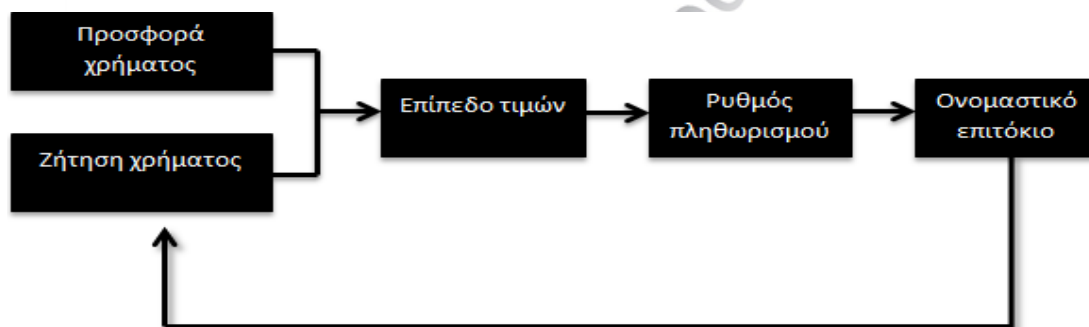
$$(M/P)^d = L(i, Y) \quad (1.5)$$

⁴ Πηγή : “The Demand for Money: Some Theoretical and Empirical Results”

Η εξίσωση 1.5 δείχνει ότι η ζήτηση για ρευστά χρηματικά διαθέσιμα είναι συνάρτηση του εισοδήματος Y και του ονομαστικού επιτοκίου i . Όσο υψηλότερο το επίπεδο του εισοδήματος Y , τόσο μεγαλύτερη η ζήτηση για πραγματικά χρηματικά διαθέσιμα. Εκτός από αυτό, άλλη μια διαπίστωση μπορεί να γίνει, αν αντικατασταθεί στη θέση του ονομαστικού επιτοκίου το πραγματικό επιτόκιο και ο αναμενόμενος ρυθμός πληθωρισμού, σύμφωνα με το αποτέλεσμα του Fisher:

$$(M/P)^d = L(r + \pi^e, Y) \quad (1.6)$$

Από την εξίσωση 1.6 προκύπτει ότι το επίπεδο των πραγματικών χρηματικών διαθεσίμων εξαρτάται από τον αναμενόμενο ρυθμό πληθωρισμού. Υψηλός αναμενόμενος ρυθμός πληθωρισμού, σημαίνει ότι προσδοκείται αύξηση κόστους διακράτησης χρήματος και μείωση της ζήτησης για χρηματικά διαθέσιμα στο μέλλον.



Πηγή: Gregory Mankiw (Απρίλιος 2002)

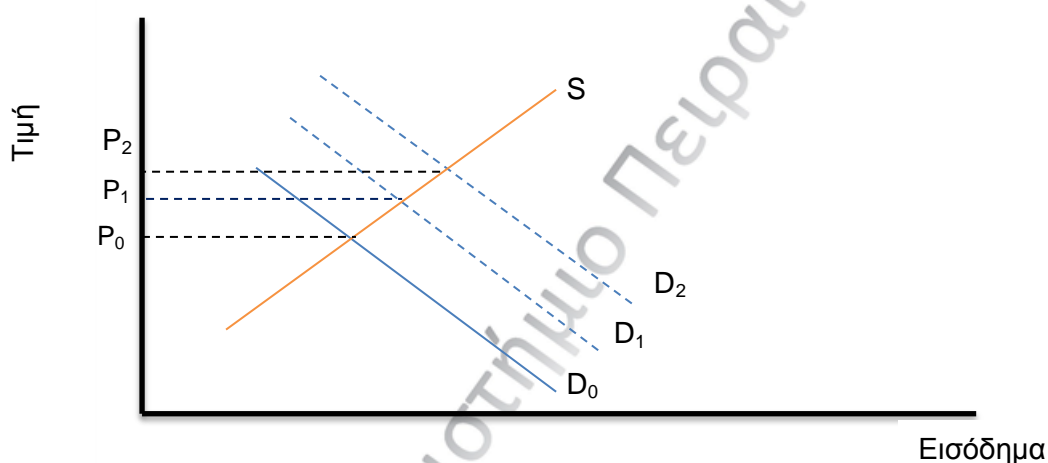
Διάγραμμα 1.3

Αλληλεξαρτήσεις μεταξύ χρήματος τιμών και επιτοκίων

Το Διάγραμμα 1.3 εμφανίζει τις διαδοχικές αλληλεξαρτήσεις του χρήματος και των επιτοκίων δηλαδή, πως η προσφορά και η ζήτηση του χρήματος επηρεάζουν το επίπεδο τιμών που με τη σειρά τους επηρεάζει το ρυθμό πληθωρισμού στην οικονομία. Αν η Κεντρική Τράπεζα αυξήσει την προσφορά χρήματος τότε σύμφωνα με την ποσοτική θεωρία του χρήματος, αυξάνεται το επίπεδο τιμών P . Αν αυξηθεί το επίπεδο τιμών (P) δημιουργείται ποσοστιαία μεταβολή στο γενικό επίπεδο των τιμών, δηλαδή, ρυθμός πληθωρισμού. Ο ρυθμός πληθωρισμού σύμφωνα με την εξίσωση Fisher επηρεάζει αυξητικά το ονομαστικό επιτόκιο i . Το ονομαστικό επιτόκιο i ταυτίζεται με το κόστος διακράτησης χρήματος. Αύξηση στο κόστος διακράτησης χρήματος σημαίνει ταυτόχρονη μείωση στη ζήτηση για χρηματικά διαθέσιμα.

1.8 Είδη πληθωρισμού

Σύμφωνα με τους Martin Bronfenbrenner και Franklin Holzman (1963) στο άρθρο τους “Survey of Inflation Theory”, ο πληθωρισμός διακρίνεται σε δύο βασικά του είδη, τον **πληθωρισμό ζήτησης (Demand Inflation)** και τον **πληθωρισμό προσφοράς ή πληθωρισμό κόστους (Supply or Cost Inflation)**. Όταν το συνολικό χρηματικό ποσό που σχεδιάζουν να δαπανήσουν οι επιχειρήσεις και τα νοικοκυριά σε κάθε επίπεδο εισοδήματος αυξάνεται σε μια οικονομία, έχει σαν απώτερη συνέπεια την αύξηση του γενικού επιπέδου των τιμών. Το φαινόμενο αυτό σε συνεχή βάση, ονομάζεται πληθωρισμός ζήτησης.



Πηγή: Martin Bronfenbrenner, Franklin Holzman, (1963)

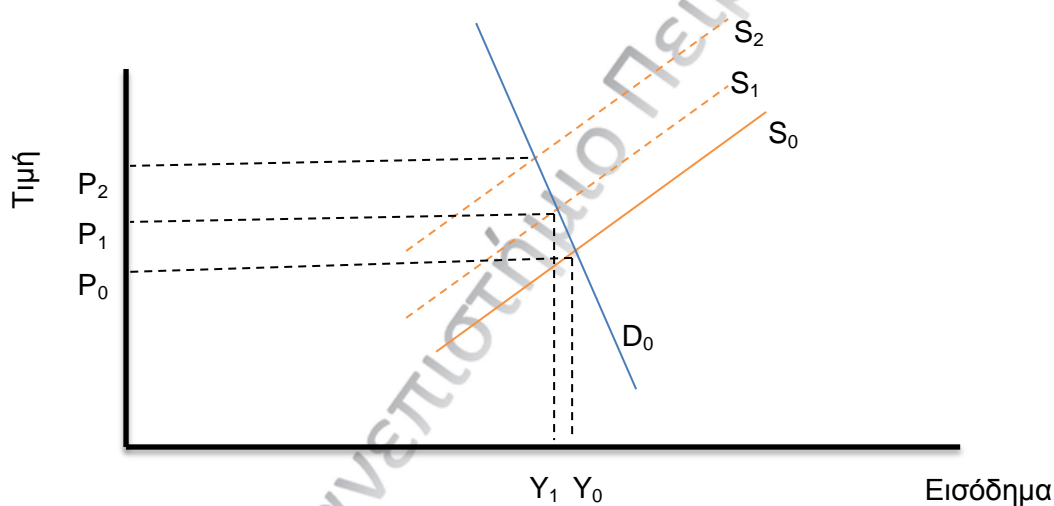
Διάγραμμα 1.4

Απεικόνιση πληθωρισμού ζήτησης

Σύμφωνα με το Διάγραμμα 1.4, οι διαδοχικές αυξήσεις στο επίπεδο της συνολικής ζήτησης D_0 , D_1 , D_2 επιφέρουν διαδοχικές αυξήσεις στο επίπεδο των τιμών P_0 , P_1 , P_2 αντίστοιχα, αν η προσφορά είναι αμετάβλητη. Η αύξηση όμως των τιμών από P_0 σε P_1 δεν είναι πληθωριστική γιατί δεν είναι συνεχής. Για να εμφανιστεί πληθωρισμός ζήτησης, πρέπει η καμπύλη συνολικής ζήτησης να μετατοπίζεται συνεχώς προς τα δεξιά δημιουργώντας υπερβάλλουσα ζήτηση και αυξάνοντας τις τιμές. Η πηγή της αύξησης της συνολικής ζήτησης τις περισσότερες φορές μπορεί να είναι για παράδειγμα, η μείωση της φορολογίας και η αύξηση της ποσότητας χρήματος.⁵

⁵ Δείτε: Θεόδωρος Π. Λιανός, Μακροοικονομική θεωρία και πολιτική, 1998 Εκδόσεις Μπένου, σελ.513

Ο πληθωρισμός κόστους ή προσφοράς από την άλλη, εξετάζει τις δυνάμεις της προσφοράς και τις δυνάμεις που οδηγούν σε μετατοπίσεις της καμπύλης της συνολικής προσφοράς. Ονομάζεται πληθωρισμός κόστους, επειδή η αύξηση των τιμών προέρχεται από αύξηση οποιουδήποτε στοιχείου του κόστους παραγωγής. Γι'αυτό διακρίνεται και σε πληθωρισμός μισθών, πληθωρισμός κερδών και πληθωρισμός λοιπών στοιχείων κόστους. Όπως θα γίνει σαφές αμέσως πιο κάτω, ενδιαφέρον παρουσιάζει κυρίως η εξέταση της μετατοπίσεως της καμπύλης της συνολικής προσφοράς προς τα αριστερά. Υπάρχουν πολλοί λόγοι για τους οποίους η καμπύλη της συνολικής προσφοράς μπορεί να μετατοπιστεί προς τα αριστερά. Κάθε παράγοντας που μειώνει την παραγωγικότητα της εργασίας, όπως η μείωση των πηγών ενέργειας, η εξάντληση της γονιμότητας της γης, η χειροτέρευση συνθηκών εργασίας που μειώνουν την αποδοτικότητα των εργατών, προκαλεί αυτή τη μετατόπιση, με αποτέλεσμα η συνολική προσφορά να είναι πιο δαπανηρή.



Διάγραμμα 1.5

Απεικόνιση πληθωρισμού κόστους ή προσφοράς

Στο Διάγραμμα 1.5 εμφανίζεται ο πληθωρισμό κόστους να προκαλείται από διαδοχικές μετατοπίσεις της καμπύλης προσφοράς S_0, S_1, S_2 προς τα αριστερά. Οι διαδοχικές αυξήσεις στο επίπεδο τιμών είναι P_0, P_1, P_2 κατά συνέπεια οδηγούν σε δημιουργία πληθωρισμού κόστους ή προσφοράς δεδομένου ότι η συνολική ζήτηση παραμένει σταθερή.

Η μετακίνηση της καμπύλης προσφοράς προς τα αριστερά, η αύξηση των τιμών, η μείωση του εισοδήματος (η οποία συνοδεύεται με την αύξηση της ανεργίας) οδηγούν σε ένα φαινόμενο το οποίο ονομάζεται **στασιμοπληθωρισμός** (που είναι η

μετάφραση του όρου **stagflation** και προέρχεται από τις λέξεις **stagnation** = στασιμότητα και **inflation** = πληθωρισμός). Έχει διατυπωθεί παραπάνω, ότι ο πληθωρισμός είναι η συνεχής αυξητική τάση του γενικού επιπέδου των τιμών και όχι μόνο μια μεμονωμένη αύξηση. Ο στασιμοπληθωρισμός, είναι μια μορφή συμπίεσμένου πληθωρισμού, με την επιβολή μεγίστων ορίων στις τιμές (price ceilings) για συγκράτηση του πληθωρισμού. Για να εξελιχθεί ο στασιμοπληθωρισμός σε πληθωρισμό, η κυβέρνηση πρέπει να θέσει σε λειτουργία μηχανισμούς αύξησης των τιμών.⁶

Τέλος, άλλα είδη που υπάρχουν, εκτός από το πληθωρισμό κόστους, τον πληθωρισμό ζήτησης και το στασιμοπληθωρισμό είναι ο Διαρθρωτικός πληθωρισμός, ο Εισαγόμενος πληθωρισμός, ο Έρπωντας πληθωρισμός και ο Ύπερπληθωρισμός (Σαρζτετάκης, 2006):

➤ **Διαρθρωτικός πληθωρισμός**

Ο Διαρθρωτικός πληθωρισμός (structural inflation) εμφανίζεται σε περιπτώσεις που παρατηρείται αύξηση της ζήτησης για το προϊόν ενός κλάδου, ενώ ταυτόχρονα μειώνεται κατά το ίδιο ποσό η ζήτηση σε έναν άλλο κλάδο. Αποτέλεσμα σε αυτήν την περίπτωση είναι να αυξηθούν οι τιμές στον πρώτο κλάδο, χωρίς αντίστοιχα να έρθει μια μείωση των τιμών στον δεύτερο. Το αίτιο εμφάνισής του κατά συνέπεια, είναι ο τρόπος διάρθρωσης των κλάδων.

➤ **Εισαγόμενος πληθωρισμός**

Ο Εισαγόμενος πληθωρισμός (imported inflation) προέρχεται από αύξηση των τιμών των εισαγόμενων προϊόντων. Ειδικά όταν αυξάνονται οι τιμές των εισαγόμενων αγαθών, τότε ο εισαγόμενος πληθωρισμός μπορεί να μεταφερθεί και στα εγχώρια αγαθά.

➤ **Έρπων πληθωρισμός – Ύπερπληθωρισμός**

Ο πληθωρισμός με βάση το **ρυθμό έντασής του** διακρίνεται σε μικρής εντάσεως πληθωρισμό που καλείται **έρπων πληθωρισμός**. Ο πληθωρισμός αυτός ενθαρρύνει

⁶ Δείτε επίσης : Θεόδωρος Π. Λιανός, Μακροοικονομική θεωρία και πολιτική, 1998 Εκδόσεις Μπένου, σελ.521

τις επενδύσεις λόγω των κερδών που αναμένονται και οδηγεί σε αύξηση της παραγωγικής δυναμικότητας της οικονομίας. Αντίθετα, ο πληθωρισμός μεγάλης έντασης ονομάζεται **υπερπληθωρισμός (hyperinflation)**, ο οποίος χαρακτηρίζεται από πολύ υψηλό ρυθμός μεταβολής των τιμών. Αποτέλεσμά του είναι η συνεχής και η μεγάλη πτώση της αξίας της νομισματικής μονάδας και έτσι η οικονομία καθίσταται εκτός ελέγχου και καταρρέει. Το φαινόμενο αυτό δεν είναι σύνηθες και εμφανίζεται σε ανώμαλες οικονομικές καταστάσεις, όπως μεταπολεμικές περίοδοι.

1.9 Αρνητικές επιδράσεις του πληθωρισμού

Τα αποτελέσματα του πληθωρισμού διακρίνονται σε δύο κατηγορίες που έχουν να κάνουν με το αν ο πληθωρισμός είναι προσδοκώμενος ή όχι. Στην περίπτωση του **προσδοκώμενου πληθωρισμού**, ο υψηλός ρυθμός πληθωρισμού συνδέεται άμεσα με το ονομαστικό επιτόκιο το οποίο εναλλακτικά συμβολίζει το κόστος διακράτησης χρήματος. Επομένως, οι άνθρωποι κρατούν όλο και λιγότερο χρήμα, με αποτέλεσμα να αυξάνεται η διακίνηση του χρήματος. Αυτό απαιτεί όλο και πιο πολλές επισκέψεις στην τράπεζα για ανάληψη χρημάτων. Η ενόχληση από το κόστος διακράτησης χρήματος ονομάζεται **κόστος σόλας (shoe leather cost)**, επειδή με τις συχνές επισκέψεις στην τράπεζα φθείρονται οι σόλες των παπουτσιών των ανθρώπων.

Εκτός από αυτό, σε μια οικονομία που οι τιμές είναι όλες καθορισμένες παρουσιάζεται το φαινόμενο της συνεχούς αλλαγής τιμών στους τιμοκαταλόγους εξαιτίας του υψηλού πληθωρισμού. Το αποτέλεσμα αυτό οφείλεται πλήρως στον πληθωρισμό και ονομάζεται **κόστος τιμοκαταλόγων (menu cost)**. Συγκεκριμένα, ο Franco Modigliani (1978) στο άρθρο του “Toward an understanding of the real effects and the costs of inflation” κάνει τη διάκριση μεταξύ των αγορών δημοπρασίας (auction markets), όπου οι τιμές των προϊόντων αλλάζουν συνεχώς και των σταθερών αγορών (custom markets) όπου οι τιμές παραμένουν σταθερές για κάποιο χρονικό διάστημα. Το κόστος των τιμοκαταλόγων προκύπτει στις σταθερές αγορές όπου περιλαμβάνει αλλαγές στις τιμές σχετικά με τα εργατικά, τους κατασκευαστές, τη χονδρική πώληση, τη μεταφορά και στο λιανεμπόριο.

Τρίτον, μια μορφή κόστους που προκύπτει από την απροθυμία των επιχειρήσεων να αλλάξουν τους τιμοκαταλόγους (και έτσι να αποφύγουν το κόστος των τιμοκαταλόγων) είναι το **κόστος των σχετικών τιμών (cost of relative prices)** καθώς δεν αλλάζουν τις τιμές των προϊόντων τους συχνά. Επομένως, όσο

μεγαλύτερος είναι ο ρυθμός πληθωρισμού, τόσο μεγαλύτερες είναι οι διαφορές στις σχετικές τιμές. Ένα επιπλέον κόστος, είναι οι ότι πολλές φορές ο φορολογικός κώδικας δε λανθάνει υπόψιν του τον πληθωρισμό ως πραγματικό κέρδος κεφαλαίου. Δηλαδή, οι κρατήσεις από φόρους σε εισοδήματα γίνονται σε ονομαστικούς όρους⁷ με αποτέλεσμα το πραγματικό εισόδημα των ανθρώπων να μειώνεται. Σαν αποτέλεσμα, ο πληθωρισμός **στρεβλώνει τον τρόπο με τον οποίο επιβάλλονται οι φόροι.**

Επιπρόσθετα, άλλο ένα κόστος είναι οι συνολικές **δυσκολίες στις οικονομικές συναλλαγές** που προκαλούνται από τη συνεχή αύξηση των τιμών. Ειδικότερα, μέσω του πληθωρισμού περιπλέκεται ο οικονομικός προϋπολογισμός των νοικοκυριών σχετικά με το αν θα πρέπει να αποταμιεύσουν τα εισοδήματά τους ή να τα καταναλώσουν αμέσως.

Όμως, οι συνέπειες του πληθωρισμού είναι έντονες και όταν το φαινόμενο είναι **μη προσδοκώμενο**. Συγκεκριμένα, εκεί που εμφανίζει τη μεγάλη επίδρασή του ο μη προσδοκώμενος πληθωρισμός είναι στην **ανακατανομή του πλούτου**. Η ανακατανομή του πλούτου δεν προκύπτει από τα εισοδήματα αλλά από τους ονομαστικούς πιστωτές στους ονομαστικούς οφειλέτες. Αν δηλαδή ο πληθωρισμός κινηθεί με ταχύτερο ρυθμό από τον αναμενόμενο, ο οφειλέτης έχει κέρδος και ο πιστωτής ζημιά, επειδή ο πρώτος εξοφλεί το δάνειο με χρηματικές μονάδες που έχουν μικρότερη αξία. Αν αντιθέτως, ο πληθωρισμός κινηθεί με βραδύτερο ρυθμό από τον αναμενόμενο κέρδος έχει ο πιστωτής και ζημιά ο οφειλέτης. Μια τέτοια μορφή κόστους του πληθωρισμού εμφανίζεται στους συνταξιούχους. Ο εργάτης σαν πιστωτής, προς την επιχείρηση - οφειλέτης πλήττεται όταν ο πληθωρισμός είναι υψηλότερος από τον αναμενόμενο. Τέλος, μια άλλη μορφή κόστους του πληθωρισμού είναι η **αβεβαιότητα** που προκύπτει από τις υψηλές διακυμάνσεις του μη προσδοκώμενου πληθωρισμού. Αυτή η αβεβαιότητα δημιουργεί κινδύνους στη σύναψη συμβάσεων με αποτέλεσμα πιστωτές και οφειλέτες να θέλουν να διαπραγματευτούν σε πραγματικούς όρους.

⁷ Η αδυναμία του χρήματος να επηρεάσει τις πραγματικές μεταβλητές καλείται νομισματική ουδετερότητα (monetary neutrality). Οι οικονομολόγοι συνηθίζουν να διαχωρίζουν τις ονομαστικές (ημερομίσθια, επιπεδο τιμών) με τις πραγματικές μεταβλητές (ποσότητες σε φυσικές μονάδες) ονομάζοντας το φαινόμενο ως κλασική διχοτόμηση.

Πίνακας 1.2
Αρνητικές επιδράσεις πληθωρισμού

προσδοκώμενος πληθωρισμός	Μη προσδοκώμενος πληθωρισμός
<ul style="list-style-type: none"> •κόστος σόλας παπουτσιών (shoe leather cost) •κόστος νέων τιμοκαταλόγων •κόστος σχετικών τιμών •στρέβλωση φορολογικής νομοθεσίας •δυσκολία στις οικονομικές συναλλαγές 	<ul style="list-style-type: none"> •ανακατανομή του πλούτου •αβεβαιότητα στην πρόβλεψη τιμών

Πηγή : Franco Modigliani, (1978)

Συγκεντρωτικά, στον Πίνακα 1.2 παρουσιάζονται όλα τα αποτελέσματα – αρνητικές επιδράσεις του πληθωρισμού προσδοκώμενου και μη. Το κοινό χαρακτηριστικό και στις δύο περιπτώσεις είναι η αβεβαιότητα και οι δυσκολίες στις οικονομικές συναλλαγές που προκαλεί η αύξηση του γενικού επιπέδου των τιμών.

1.10 Υπερπληθωρισμός

Ο πρώτος ο οποίος ασχολήθηκε με τη μελέτη του υπερπληθωρισμού ήταν ο Graham (1930), ο οποίος εξέτασε τον υπερπληθωρισμό στη Γερμανία την περίοδο 1920-1923. Σύμφωνα με αυτόν, ο υπερπληθωρισμός είναι μια «εκρηκτική μορφή» του φαινομένου του πληθωρισμού με τις τιμές στη Γερμανία τον Οκτώβριο του 1923 να έχουν παρουσιάσει αύξηση έως και 30,000% από την αρχή του έτους. Ο Cagan (1956) όρισε το φαινόμενο του **υπερπληθωρισμού (hyperinflation)** ορίζοντας ως τον πληθωρισμό στον οποίο ο ρυθμός μεταβολής των τιμών είναι πάνω από 50% μηνιαίως. Άλλες περιπτώσεις υπερπληθωρισμού έχουν φανεί σε πολλές χώρες όπως σε Αργεντινή και Βραζιλία (1985-1986), Βολιβία (1983-1985) καθώς και σε Γιουγκοσλαβία και Πολωνία. Η ένταση αυτής της ακραίας μορφής του πληθωρισμού εμφανίζεται στον Πίνακα 1.3 την δεκαετία του 1920. Οι πιο πολλοί οικονομολόγοι διατυπώνουν την άποψη, πως ο οξύς πληθωρισμός αρχίζει όταν μια κυβέρνηση έχει ανεπαρκή φορολογικά έσοδα για να καλύψει τις δημόσιες δαπάνες της. Σε μια τέτοια περίπτωση, η καλύτερη λύση θα ήταν η έκδοση ομολογιακών δανείων προς το κοινό αλλά επειδή οι δανειστές θεωρούν τον πιστωτικό κίνδυνο μεγάλο αρνούνται να δανειστούν. Έτσι αυτό που απομένει, για την κυβέρνηση είναι να τυπώσει χρήμα από την εκδοτική τράπεζα με αποτέλεσμα να προκληθεί ο υπερπληθωρισμός.

Πίνακας 1.3

Επισκόπηση υπερπληθωρισμού τη δεκαετία του 1920

Χώρες	Μέσο μηνιαίο ποσοστό πληθωρισμού	Αριθμός μηνών με πληθωρισμό πάνω από 50% (25%)	Αριθμός ετών με πληθωρισμό πάνω από 100%
Γερμανία	949	11 (20)	4
Πολωνία	33	9 (16)	3
Αυστρία	17	4 (10)	3
Ουγγαρία	17	5 (9)	3

Πηγή: Michael Bruno, (1990)

Στον Πίνακα 1.3 απεικονίζονται ορισμένα χαρακτηριστικά στοιχεία από τις περιπτώσεις του υπερπληθωρισμού σε συγκεκριμένες χώρες κατά τη δεκαετία του 1920. Συγκεκριμένα περιλαμβάνονται η διάρκεια, του πληθωρισμού με επιτόκια πάνω από 25% και 100% καθώς και το μέσο ποσοστό πληθωρισμού.

Το **κόστος του υπερπληθωρισμού** αναμφισβήτητα είναι βαρύ για την κοινωνία. Συγκεκριμένα, διογκώνει τις αρνητικές επιδράσεις του φαινομένου του πληθωρισμού που αναφέρθηκαν στο προηγούμενο εδάφιο. Για παράδειγμα, το κόστος σόλας που συνδέεται με τη μειωμένη διακράτηση χρήματος είναι πολύ μεγαλύτερο σε καταστάσεις υπερπληθωρισμού καθώς τα στελέχη των επιχειρήσεων αφιερώνουν πολύ χρόνο και ενέργεια στη διαχείριση των ρευστών γιατί το χρήμα θα έχει χάσει την αξία του. Επίσης, το κόστος των τιμοκαταλόγων είναι πολύ σοβαρότερο σε παρόμοιες καταστάσεις. Οι επιχειρήσεις μεταβάλλον τόσο γρήγορα τις τιμές τους που οι καθημερινές επιχειρηματικές πρακτικές τους καθιστώνται αδύνατες. Το ίδιο συμβαίνει και με το κόστος των σχετικών τιμών, οι οποίες αλλάζουν άρδην τις κααναλωτικές συνήθειες. Επιπλέον, τα φορολογικά συστήματα στρεβλώνονται από καταστάσεις υπερπληθωρισμού. Για παράδειγμα, όταν η είσπραξη του φόρου γίνεται κάθε εξάμηνο ή χρόνο, το χρονικό διάστημα αυτό αποδεικνύεται πολύ μεγάλο για να χάσει το χρήμα την αξία του σε καταστάσεις υπερπληθωρισμού. Κατά συνέπεια, μειώνονται τα πραγματικά φορολογικά έσοδα του κράτους. Τέλος, ο υπερπληθωρισμός προκαλεί ανυπόφορες δυσκολίες σε πάσης φύσεως οικονομικές συναλλαγές, με αποτέλεσμα η αβεβαιότητα να αυξάνεται και τη θέση του χρήματος

(που χάνει την αξία του) να τη λαμβάνουν αντικείμενα και να επέρχεται ο αντιπραγματισμός.

1.11 Μέτρηση πληθωρισμού – Δείκτης Τιμών Καταναλωτή

Για να ξεκινήσει ο προσδιορισμός της αύξησης του γενικού επιπέδου των τιμών σε μακρο - επίπεδο και να μετρηθεί ο πληθωρισμός πρέπει να μελετηθεί πως η αύξηση των τιμών επηρεάζει το νοικοκυριό σε μικρο επίπεδο. Αυτό θα γίνει με τη χρησιμοποίηση του **δείκτη τιμών του καταναλωτή (consumer price index)**, ο οποίος δείχνει τη μεταβολή του κόστους ζωής. Υπάρχουν διαφόρων ειδών δείκτες τιμών καταναλωτή. Ευρέως γνωστός είναι ο δείκτης Laspeyres:

$$L_t = \frac{\sum_{j=1}^n P_{jt} Q_{j0}}{\sum_{j=1}^n P_{j0} Q_{j0}} \quad (1.7)$$

Ο μαθηματικός τύπος 1.7 σε μια δεδομένη περίοδο δείχνει πόσο περισσότερο κοστίζει στις νέες τιμές η αγορά του «καλαθιού» αγαθών που αγόραζε ο καταναλωτής σε σχέση με μια προηγούμενη περίοδο που χρησιμοποιείται ως βάση. Με άλλα λόγια, ο δείκτης Laspeyres σταθμίζει τις αλλαγές στις τιμές των αγαθών χρησιμοποιώντας τις ποσότητες κατανάλωσης την περίοδο βάσης και ο λόγος που επιλέγεται είναι ακριβώς γιατί οι ποσότητες κατανάλωσης των αγαθών την περίοδο βάσης είναι γνωστές, ενώ το ίδιο δεν ισχύει για τις ποσότητες κατανάλωσης στην εκάστοτε τρέχουσα περίοδο (W. Erwin Diewert, 1998). Μεγάλες τιμές του δείκτη τιμών καταναλωτή δηλώνουν μεγάλη αύξηση στις τρέχουσες τιμές σε σχέση με το έτος βάσης και συνεπώς μεγάλο ρυθμό πληθωρισμού.

Αυτό το οποίο πρέπει να αντιμετωπιστεί με προσοχή είναι, πώς ο δείκτης Laspeyres, ακριβώς επειδή χρησιμοποιεί το καλάθι που αγόραζε ο καταναλωτής σε μια προηγούμενη περίοδο (στις παλιές τιμές) και όχι το καλάθι που αγοράζει σήμερα (στις νέες τιμές) έχει την τάση να υπερεκτιμά την αύξηση στο κόστος ζωής. Αυτό συμβαίνει, γιατί μια θεμελιώδη αρχή που χαρακτηρίζει τη συμπεριφορά των καταναλωτών, είναι η επιθυμία να ικανοποιούν τις ανάγκες τους με το φθηνότερο δυνατό τρόπο. Όταν αυξάνονται οι τιμές, αυτή η συμπεριφορά οδηγεί στο φαινόμενο της υποκατάστασης, δηλαδή αγαθά των οποίων η τιμή αυξάνεται σχετικά λιγότερο υποκαθιστούν στο καλάθι του νοικοκυριού άλλα αγαθά των οποίων η τιμή αυξάνεται σχετικά περισσότερο. Για παράδειγμα, όταν ακριβαίνει η τιμή ενός φρούτου για

εποχιακούς λόγους, ο καταναλωτής στρέφεται σε άλλα φρούτα των οποίων η τιμή είναι σχετικά πιο χαμηλή. Με αυτό τον τρόπο ο καταναλωτής προστατεύει τη μείωση της αγοραστικής δύναμης του εισοδήματός του. Ο δείκτης Laspeyres (και γενικότερα οι ΔTK που υπάρχουν) υπερεκτιμά την αύξηση στο κόστος ζωής ακριβώς επειδή αγνοεί αυτό το φαινόμενο της υποκατάστασης.

Ένας άλλος λόγος γιατί ο δείκτης τιμών του καταναλωτή τείνει να υπερεκτιμά τις αυξήσεις των τιμών, είναι η ποιοτική αναβάθμιση των αγαθών και υπηρεσιών από χρόνο σε χρόνο. Σαν αποτέλεσμα, οι καταναλωτές χρειάζονται λιγότερο εισόδημα για να διατηρήσουν το ίδιο επίπεδο ζωής με τον ΔTK να λαμβάνει υπόψη μόνο τις αυξήσεις στο γενικό επίπεδο τιμών. Χαρακτηριστικό παράδειγμα είναι η εισαγωγή νέων προϊόντων στην αγορά. Όταν εισάγονται στην αγορά αγαθά που δεν υπήρχαν σε οποιαδήποτε μορφή προηγουμένως (ένα εμβόλιο για τη θεραπεία μιας ασθένειας για την οποία δεν υπήρχε θεραπεία προηγουμένως για παράδειγμα) οι καταναλωτές απολαμβάνουν μια αύξηση στο επίπεδο της ευημερίας τους με μικρότερο εισόδημα. Αυτό όμως δεν μπορεί να ληφθεί υπόψη στην κατασκευή του δείκτη τιμών μέχρι το νέο αγαθό να περιληφθεί το καλάθι του καταναλωτή.

Τέλος, πολλές φορές οι οικονομολόγοι χρησιμοποιούν τον **αποπληθωριστή ΑΕΠ** για τη μέτρηση του πληθωρισμού ο οποίος διαφέρει από τον δείκτη τιμών του καταναλωτή. Ο τύπος υπολογισμού του είναι ο λόγος του ονομαστικού ΑΕΠ (η αξία των αγαθών και υπηρεσιών σε τρέχουσες - τωρινές τιμές) προς το πραγματικό ΑΕΠ (η αξία των αγαθών και υπηρεσιών σε σταθερές τιμές δηλαδή, το τι θα είχε συμβεί στην αξία του ΑΕΠ, αν είχαν παραμείνει οι τιμές σταθερές, ενώ μεταβάλλονταν μόνο οι ποσότητες). Οι διαφορές του με τον ΔTK συνήθως είναι μικρές. Συγκεκριμένα, ο αποπληθωριστής ΑΕΠ συμπεριλαμβάνει όλα τα αγαθά που παράγονται εγχώρια και δεν συμπεριλαμβάνει εισαγόμενα αγαθά (σε αντίθεση με τον ΔTK) και υπολογίζεται χρησιμοποιώντας τα τρέχοντα αγαθά (Ε.Σ. Σαρτζετάκης, 2006).

1.12 Μέτρα αντιπληθωριστικής πολιτικής

Είναι φανερό ότι το ζήτημα των αντιπληθωριστικών πολιτικών, η λήψη δηλαδή μέτρων για την καταπολέμηση του πληθωρισμού της οικονομίας μιας χώρας, αποτελεί ένα ιδιαίτερα σύνθετο εγχείρημα. Και αυτό διότι, θα πρέπει να προσδιορίζονται οι κύριες αιτίες του πληθωρισμού στη συγκεκριμένη κάθε φορά οικονομική και πολιτική συγκυρία. Εκτός αυτού, η ταύτιση απόψεων ως προς τις αιτίες του πληθωρισμού δε σημαίνει αναγκαστικά και συμφωνία ως προς τις

μεθόδους αντιμετώπισής του. Επίσης, είναι δυνατό να υπάρξουν διαφωνίες ως προς την ικανότητα επιβολής των απαιτούμενων αντιπληθωριστικών μέτρων και ως προς το ιδανικό ποσοστό επιπέδου τιμών που «ενδείκνυται» σε μια οικονομία. Κατά συνέπεια, παρόλο που δεν υπάρχει η «γενικά αποδεκτή αντιπληθωριστική πολιτική» έχουν επικρατήσει βασικές μέθοδοι για την καταπολέμηση του πληθωρισμού με το αν έχουμε πληθωρισμό κόστους ή ζήτησης.

Στην περίπτωση του πληθωρισμού ζήτησης, αν η άνοδος του επιπέδου των τιμών είναι αποτέλεσμα της αυξανόμενης ζήτησης, τότε για να συγκρατηθούν οι τιμές πρέπει να περιοριστεί η συνολική ζήτηση. Για να γίνει αυτό, είναι απαραίτητο να εφαρμοστεί κατάλληλη νομισματική πολιτική. Η νομισματική πολιτική χρησιμοποιείται για να εξασφαλίσει ισορροπία ανάμεσα στη συνολική ζήτηση και προσφορά. Κάποια από τα μέτρα της νομισματικής πολιτικής για την καταπολέμηση του πληθωρισμού είναι η πολιτική ανοικτής αγοράς, η πολιτική προεξοφλητικού τόκου και η πολιτική του μεταβαλλόμενου ποσοστού υποχρεωτικών καταθέσεων (Τσουτσουλοπούλου Αθανασία, 2010). Στην πολιτική των συναλλαγών της ανοικτής αγοράς, η Κεντρική Τράπεζα μειώνει την προσφορά χρήματος και κατά συνέπεια μειώνεται η συνολική ζήτηση έχοντας σαν αποτέλεσμα την εξάλειψη πληθωριστικών πιέσεων. Ανάλογα αποτελέσματα με την πολιτική της ανοικτής αγοράς έχει η πολιτική του προεξοφλητικού τόκου. Συγκεκριμένα, προεξοφλητικός τόκος είναι ο τόκος με τον οποίο η Κεντρική Τράπεζα δανείζει στις εμπορικές. Όταν αυξάνεται ο τόκος, ο δανεισμός γίνεται λιγότερο ελκυστικός με αποτέλεσμα να έχουμε πάλι μείωση στους ρυθμούς του πληθωρισμού. Πολλές φορές επίσης, η Κεντρική Τράπεζα επιβάλλει μια ρύθμιση στις εμπορικές τράπεζες σύμφωνα με την οποία ορίζει ένα κατώτατο όριο χρηματικών διαθεσίμων για διακράτηση στους χρηματικούς της λογαριασμούς για να αποφεύγεται η ανάληψη καταθέσεων από το κοινό. Στην ουσία δεν είναι τίποτα άλλο, παρά ένας επιπλέον τρόπος για να ελεγχθεί η ποσότητα του χρήματος που διακινείται στην αγορά. Σε άλλες περιπτώσεις όμως, είναι επιτακτική η ανάγκη για πιο αποτελεσματικά μέτρα που αποσκοπούν στην καταπολέμηση υψηλών επιπέδων πληθωρισμού άμεσα. Κάποια από αυτά είναι οι καθορισμοί ορίων σε χρηματοδοτήσεις που αποσκοπούν στην κατανάλωση (για παράδειγμα μη παραγωγικές επενδύσεις), αυστηρότερος έλεγχος σε εισαγόμενα - καινοτόμα προϊόντα που εντείνουν τον πληθωρισμό και οι επιβολή ελεγχόμενων επιτοκίων χορηγήσεων των τραπεζών.

Στην περίπτωση του πληθωρισμού κόστους, οι προτινόμενες προτάσεις για την αντιμετώπισή του είναι η επιβολή άμεσων ελέγχων και η θέσπιση κανόνων σε τιμές και μισθούς (Θ. Λιανός, Μπενος, 1998). Σύμφωνα με το σύστημα των άμεσων ελέγχων κάποιο αρμόδιο όργανο από την πολιτεία (επιτροπή ελέγχου τιμών και μισθών) προσδιορίζει το ύψος των τιμών και των μισθών για σημαντικούς τομείς της οικονομίας (π.χ. κλάδοι παραγωγής πρώτων υλών). Τέλος, ένας άλλος τρόπος για την καταπολέμηση του πληθωρισμού είναι η αυξομείωση των μισθών και των τιμών με βάση μεταβολές της μέσης παραγωγικότητας. Στην ουσία, το μέτρο αυτό αποτελεί μια επιπλέον μορφή εισοδηματικής πολιτικής. Προτάσεις του μέτρου αυτού έχουν να κάνουν με έλεγχο του ρυθμού αύξησης των μισθών σε επίπεδα μικρότερα από το ρυθμό αύξησης της παραγωγικότητας και με μεταβολές παραγωγικότητας βιομηχανιών εναρμονισμένες με μεταβολές παραγωγικότητας της οικονομίας στο σύνολό της.

Πίνακας 1.4
Σύνοψη αντιπληθωριστικών μέτρων

Πληθωρισμός ζήτησης	Πληθωρισμός κόστους
<ul style="list-style-type: none"> •πολιτική ανοικτής αγοράς •πολιτική προεξοφλητικού τόκου •καθορισμός κατώτατου ορίου χρηματικών διαθεσίμων από τράπεζες •καθορισμός ορίων σε χρηματοδοτήσεις που αποσκοπούν στην κατανάλωση (άμεσο μέτρο) •επιβολή επιτοκίων χορηγήσεων σε τράπεζες (άμεσο μέτρο) •έλεγχος σε καινοτόμα - εισαγόμενα προϊόντα (άμεσο μέτρο) 	<ul style="list-style-type: none"> •Άμεσοι έλεγχοι από πολιτεία •αυξομείωση μισθών και τιμών με βάση μεταβολές παραγωγικότητας

Στον Πίνακα 1.4 εμφανίζονται συνοπτικά τα μέτρα που λαμβάνει η πολιτεία για την καταπολέμηση του πληθωρισμού. Τα μετρα που λαμβάνονται στην περίπτωση του πληθωρισμού ζήτησης είναι περισσότερα, ενώ κοινό χαρακτηριστικό και στις δύο περιπτώσεις είναι οι έλεγχοι της πολιτείας σε χρηματοδοτήσεις είτε προς τις τράπεζες είτε προς τις επιχειρήσεις. Στην περίπτωση δε του πληθωρισμού κόστους οι έλεγχοι επεκτείνονται και στους μισθούς των εργαζομένων ανάλογα με τους ρυθμούς παραγωγικότητας των βιομηχανιών και των επιχειρήσεων.

1.13 Η Λειτουργία του Κεϋσιανού Οικονομικού συστήματος

Ένα Κεϋσιανό οικονομικό σύστημα είναι εκείνο το οποίο διακρίνεται σε δύο αγορές, την αγορά χρήματος και την αγορά αγαθών:

➤ Αγορά αγαθών

Η αγορά αγαθών είναι ο χώρος μέσα στον οποίο ισχύουν συγκεκριμένες υποθέσεις:

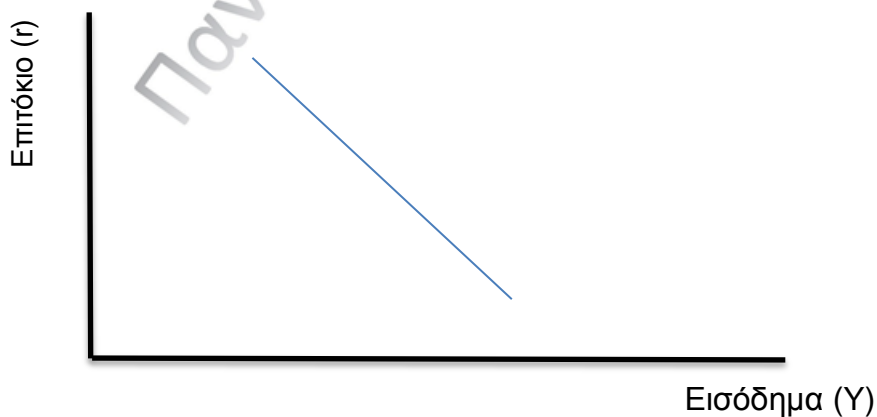
1) Αρχικά, η ζήτηση για καταναλωτικά και κεφαλαιουχικά αγαθά (C) είναι συνάρτηση του εισοδήματος (Y), δηλαδή ισχύει $C = C(Y)$.

2) Επιπρόσθετα, η ζήτηση για επενδύσεις (I) καθορίζεται από την τιμή του επιτοκίου (r) στη δεδομένη χρονική περίοδο, δηλαδή ισχύει $I = I(r)$ (επένδυση ως συνάρτηση του επιτοκίου).

3) Η ισορροπία σε αυτήν την αγορά επέρχεται με βάση τη σχέση $Y = C(Y) + I(r)$ (εξίσωση ισορροπίας στην αγορά αγαθών). Το συνολικό ύψος της ζήτησης για καταναλωτικά αγαθά και επενδύσεις, διαμορφώνει την **ενεργό ζήτηση** της οικονομίας, η οποία καθορίζει και το ύψος του εισοδήματος.

4) Επιπλέον, η συνολική προσφορά (S) που είναι συνάρτηση του εισοδήματος ισούται με την επενδυτική ζήτηση, δηλαδή $S(Y) = I(r)$. Σε συνδυασμό με την υπόθεση 3 αν γίνει αντικατάσταση στην εξίσωση ισορροπίας στην αγορά αγαθών, προκύπτει ότι $S(Y) = Y - C(Y)$.

5) Τέλος, ιδιαίτερο ενδιαφέρον στην αγορά αγαθών έχει η συνάρτηση **IS** με αρχικά που αντιστοιχούν στα «Investment and Saving», η οποία διαγραμματικά είναι μια ευθεία γραμμή με αρνητική κλίση.



Πηγή: Λιανός, Μπένος (1998)

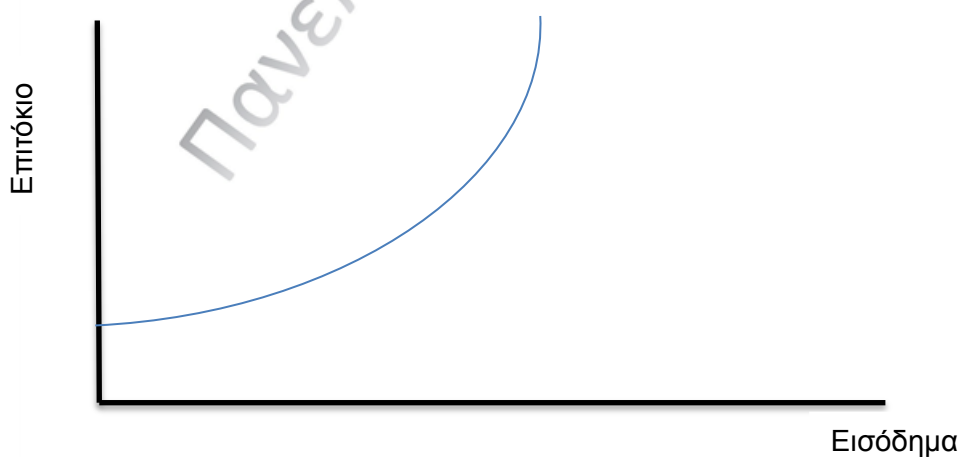
Διάγραμμα 1.6
Καμπύλη IS

Η συνάρτηση IS δείχνει τους συνδυασμούς μεταξύ των επιτοκίων r και του εισοδήματος Y για να ισχύει η ισότητα μεταξύ επενδυτικής ζήτησης και συνολικής προσφοράς $S(Y) = I(r)$ και απεικονίζεται στο Διάγραμμα 1.6. Η καμπύλη IS έχει αρνητική κλίση που σημαίνει ότι το ύψος του εισοδήματος Y είναι φθίνουσα συνάρτηση του επιτοκίου r .

➤ Αγορά χρήματος

Ο Keynes εκτός από την αγορά αγαθών όρισε και την αγορά χρήματος. Οι αντίστοιχες υποθέσεις στην αγορά χρήματος είναι:

- 1) Αρχικά, το ύψος της τιμής του επιτοκίου r καθορίζεται βάση των δύο δυνάμεων της προσφοράς και της ζήτησης χρήματος.
- 2) Η ισορροπία στην αγορά χρήματος επέρχεται όταν ισχύει η εξής σχέση: $kY_0 + \Phi(r) = M$ (εξίσωση ισορροπίας στην αγορά χρήματος). Η εξίσωση ισορροπίας δείχνει πως για δεδομένη προσφορά χρήματος M υπάρχει δεδομένη ζήτηση για χρήμα δοθέντος σταθερού εισοδήματος Y_0 και σταθερού επιτοκίου r .
- 3) Η εξίσωση ισορροπίας στην αγορά χρήματος, ονομάζεται και ως LM συνάρτηση με αρχικά που αντιστοιχούν στα «Liquidity and Money» και δείχνει τους συνδυασμούς επιτοκίων και εισοδήματος για τα οποία η προσφορά του χρήματος ισούται με τη ζήτηση του χρήματος.



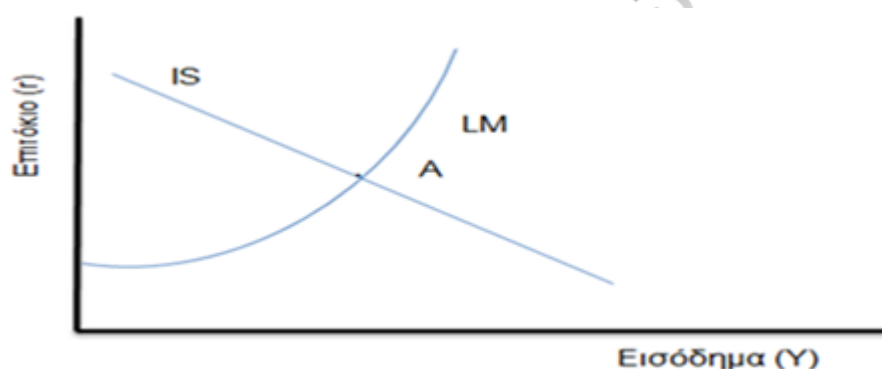
Πηγή: Λιανός-Μπένος (1998)

Διάγραμμα 1.7
Καμπύλη LM

Το Διάγραμμα 1.7 απεικονίζει την καμπύλη LM. Η κλίση της καμπύλης LM είναι θετική που σημαίνει πως σε μεγάλες μεταβολές του εισοδήματος αυξάνεται το επιτόκιο για επενδύσεις r . Να αναφερθεί επίσης, πως για λόγους απλούστευσης πολλοί συγγραφείς παρουσιάζουν την καμπύλη LM στη βιβλιογραφία ως ευθεία με ανοδική κλίση.

➤ Γενική ισορροπία καμπυλών IS – LM στο Κεϋσιανό σύστημα

Σε ένα Κεϋσιανό σύστημα το ζητούμενο είναι η γενική ισορροπία ανάμεσα στις δύο προαναφερθείσες αγορές.



Πηγή: Λιανός – Μπένος (1998)

Διάγραμμα 1.8

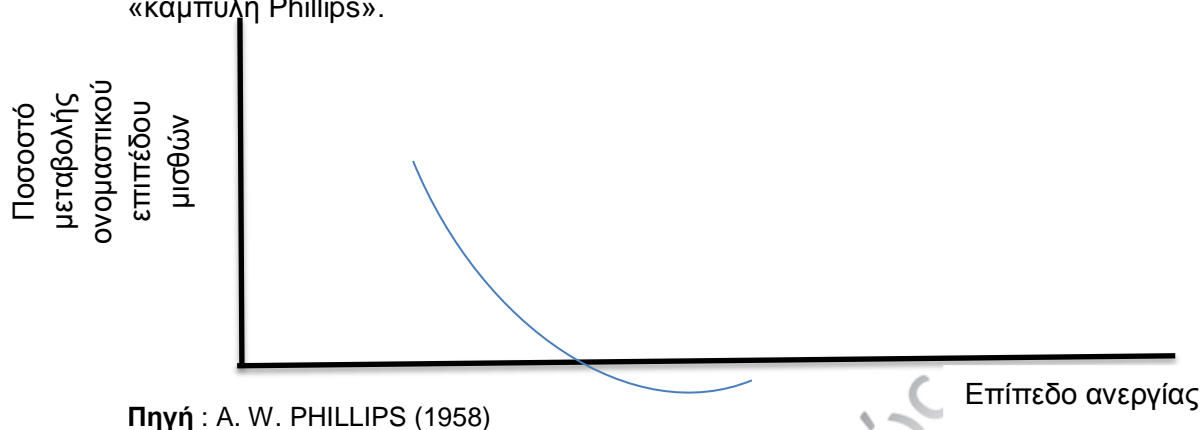
Ισορροπία καμπυλών IS – LM στο Κεϋσιανό σύστημα

Η γενική ισορροπία και στην αγορά χρήματος αλλά και στην αγορά αγαθών παρουσιάζεται στο Διάγραμμα 1.8. Στο σημείο A η τομή των δύο καμπυλών δείχνει την ταυτόχρονη ισορροπία της αγοράς αγαθών και της αγοράς χρήματος. Συγκεκριμένα, στο A ικανοποιούνται οι σχέσεις $I=S$ (δηλαδή η προσφορά αγαθών ταυτίζεται με την επενδυτική ζήτηση και $L=M$ (δηλαδή η προσφορά χρήματος ταυτίζεται με τη ζήτηση χρήματος).

1.14 Σχέση ανεργίας πληθωρισμού - Καμπύλη Philips

Το 1958 ο A.W. Phillips στο άρθρο του “The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom” στο περιοδικό *Economica* υποστήριξε την ύπαρξη εμπειρικής σχέσης ανάμεσα στο ρυθμό μεταβολής του ονομαστικού επιπέδου των μισθών και στο επίπεδο ανεργίας για το

Ηνωμένο Βασίλειο την περίοδο 1861-1957. Η μορφή αυτής της σχέσης εκτιμήθηκε από ένα διάγραμμα σημείων (scatterplot) ως μη γραμμική και έγινε γνωστή ως «καμπύλη Phillips».



Διάγραμμα 1.9
Ανεργία και μεταβολή μισθών

Στο Διάγραμμα 1.9 απεικονίζεται η αρχική μορφή της καμπύλης Phillips. Ο Phillips μαζί με τον Lipsey (1960) έδωσαν αρχικά τη θεωρητική θεμελίωση στην καμπύλη λέγοντας, πως το βασικό συμπέρασμα είναι ότι υπάρχει μια σημαντική σχέση ανάμεσα στον ρυθμό μεταβολής των χρηματικών μισθών και τον ρυθμό μεταβολής της ανεργίας. Πέρα από την αρχική θεμελίωση, έχει ενδιαφέρον να εξεταστεί η μορφή της καμπύλης. Η καμπύλη Phillips έχει αρνητική κλίση σε όλο το μήκος της, δείχνοντας ότι μια αύξηση στην ανεργία θα οδηγήσει σε μείωση του ποσοστού αύξησης του χρηματικού μισθού. Δεύτερον, καθώς η ανεργία μειώνεται, η κλίση της καμπύλης αυξάνεται. Αυτό σημαίνει ότι, καθώς μειώνεται η ανεργία, διαρκώς και υψηλότερες ποσοστιαίες αυξήσεις του μισθού απαιτούνται για να μειωθεί κατά μία μονάδα το επίπεδο της ανεργίας. Τρίτον, στο σημείο στο οποίο η καμπύλη Phillips ταυτίζεται με τον οριζόντιο άξονα, είναι το σημείο στο οποίο το ποσοστό μεταβολών των ονομαστικών μισθών μηδενίζεται και η ανεργία είναι κυρίως ανεργία τριβής, δηλαδή οφείλεται είτε στις τριβές, είτε στην έλλειψη αντιστοιχίας μεταξύ εργασιακών προσόντων των ανέργων και απαιτήσεων των εργοδοτών για την πλήρωση των κενών θέσεων.

➤ **Προέκταση του υποδείγματος του Phillips και ενσωμάτωση του πληθωρισμού**

Η καμπύλη Phillips τη δεκαετία του 1960 έγινε ιδιαίτερα γνωστή κυρίως ως μια ανταλλακτική σχέση μεταξύ πληθωρισμού και ανεργίας. Συγκεκριμένα, ως ερμηνευτική μεταβλητή στο αρχικό υπόδειγμα του Phillips προστέθηκε το επίπεδο

τιμών. Υπεύθυνοι γι' αυτήν την ανατροπή είναι οι Samuelson και Solow (1960) στο "Analytics of Anti-Inflation Policy", οι οποίοι παρατήρησαν την αντίστροφη σχέση μεταξύ πληθωρισμού και ανεργίας με στοιχεία από τις Η.Π.Α. για βραχυχρόνια περίοδο. Αποτέλεσμα ήταν να χωριστεί η καμπύλη Phillips σε δύο τμήματα για βραχυχρόνια και μακροχρόνια περίοδο σε μια οικονομία.



Πηγή: Samuelson και Solow (1960)

Διάγραμμα 1.10
Καμπύλη Phillips

Η «αναθεωρημένη καμπύλη Phillips» παρουσιάζεται στο Διάγραμμα 1.10. Η **κάθετη μακροχρόνια καμπύλη Phillips** δείχνει ότι μακροχρόνια τελικά η οικονομία επανέρχεται στο φυσικό ποσοστό ανεργίας, όποιος και αν είναι ο μακροχρόνιος πληθωρισμός. Μακροχρόνια, δεν υπάρχει αντίστροφη σχέση ανάμεσα στον πληθωρισμό και την ανεργία. Το ύψος της καμπύλης Phillips (καθώς και το ύψος του σημείου E) εξαρτάται από τις προσδοκίες για τον πληθωρισμό και κατ'επέκταση από την αξία του χρήματος. Η βραχυχρόνια καμπύλη Phillips δείχνει ότι βραχυχρόνια, η αύξηση της ανεργίας συνδυάζεται με πτώση του πληθωρισμού (αρνητική κλίση καμπύλης). Με δεδομένα τα ημερομίσθια, η άνοδος των τιμών κάνει τις επιχειρήσεις να προσφέρουν περισσότερο προϊόν και να ζητούν περισσότερους εργαζομένους. (David Begg, S.Fisher, R. DornBusch, 2006).

➤ **Απόψεις και κριτικές για την καμπύλη Phillips**

Σύμφωνα με τους Robert Lucas και Thomas Sargent (1978) διατυπώθηκε η άποψη, πως η καμπύλη Phillips είναι μία οικονομετρική αποτυχία σε έναν μεγάλο βαθμό. Αυτό οφείλεται στο γεγονός πως είναι πολύ δύσκολο να γίνουν εκτιμήσεις πλήρως

αξιόπιστες για ανάλυση μακροοικονομικών μεγεθών (άποψη γνωστή και ως Lucas critique). Από την άλλη πλευρά, υπάρχουν πολλοί οικονομολόγοι που βλέπουν την καμπύλη Phillips σαν μια αξιοσημείωτη σταθερή σχέση μεταξύ της ανεργίας και του πληθωρισμού. Μάλιστα, ο Allan Blinder (1997) έχει αποκαλέσει την αξιοπιστία της σύγχρονης καμπύλης Phillips, σαν το «καθαρό μικρό μυστικό των μακροοικονομικών» (clean little secret of macroeconomics). Σε ένα άλλο σχετικό άρθρο, οι Stock και Watson (1999) εξετάζουν σημαντικές μεθόδους για πραγματοποίηση πρόβλεψης του πληθωρισμού. Συγκεκριμένα αναφέρουν πως, οι προβλέψεις του πληθωρισμού που έχουν πραγματοποιηθεί από την καμπύλη Phillips είναι πολύ πιο ακριβείς σε σχέση με αυτές που βασίζονται σε μακροοικονομικές μεταβλητές και περιλαμβάνουν επιτόκια, χρήμα και τιμές αλλά από την άλλη, ένας συνδυασμός από διαταραχές στην προσφορά και στην αγορά εργασίας είναι δύσκολο να προσαρμοστούν στην καμπύλη Phillips. Το ορθό συμπέρασμα για την εμπειρική καμπύλη Phillips είναι ξεκάθαρο: το ποτήρι είναι μισοάδειο και μισογεμάτο. Σύμφωνα με τον Friedman (1968), διατυπώθηκε η άποψη πως μακροχρόνια δεν υπάρχει σχέση μεταξύ ανεργίας και πληθωρισμού. Το πόσο «μακροχρόνια» το θεωρήσει κανείς, είναι θεωρητική έννοια και διαφέρει κάθε φορά στην πράξη. Επομένως, δε μπορεί να αποφευχθεί το συμπέρασμα, πως οι ειδικοί της νομισματικής πολιτικής, δεν μπορούν να αγνοήσουν μια βραχυχρόνια σχέση μεταξύ ανεργίας και πληθωρισμού (Gregory Mankiw, Σεπτέμβριος 2000).

1.15 Ανακεφαλαίωση

Στο κεφάλαιο αυτό, προδιορίστηκαν οι έννοιες της ανεργίας, του πληθωρισμού και πως αυτά τα μεγέθη αλληλεπιδρούν μεταξύ τους. Συγκεκριμένα, όσον αφορά την ανεργία, αρχικά ορίστηκε σε μέγεθος, προσδιορίστηκαν τα είδη της, και έγινε ξεχωριστή αναφορά στο φυσικό ποσοστό ανεργίας και στον τρόπο μέτρησής του. Στην συνέχεια, έγινε λόγος για τα μέτρα που λαμβάνουν οι κυβερνήσεις για την καταπολέμισή της.

Στο επόμενο κομμάτι του πρώτου κεφαλαίου αρχικά αναφέρθηκαν οι λειτουργίες του χρήματος, η ποσοτική θεωρία του χρήματος, με αναφορά στο αποτέλεσμα Fisher και την επίδραση που έχουν η προσφορά και η ζήτηση χρήματος στο ύψος των τιμών. Στη συνέχεια, ορίστηκε η έννοια του πληθωρισμού, παρουσιάστηκαν τα είδη του, έγινε αναφορά στον τρόπο με τον οποίο μετράται ο πληθωρισμός (δείκτης τιμών καταναλωτή) και στα μέτρα καταπολέμισής του, ανάλογα με την περίπτωση πληθωρισμού ζήτησης ή πληθωρισμού προσφοράς.

Επίσης, εξηγήθηκε το υπόδειγμα IS – LM και η κεϋσιανού τύπου θεωρία για το οικονομικό σύστημα, προσδιορίστηκε η σχέση του πληθωρισμού με την ανεργία μέσω της καμπύλης Phillips, και έγινε μικρή αναφορά στις κριτικές που δέχτηκε.

Επιλεγμένη Βιβλιογραφία

Ελληνική

- N. Gregory Mankiw, 2002, «Μακροοικονομική θεωρία», Εκδόσεις Gutenberg
- N. Gregory Mankiw, Mark P. Taylor, 2010, «Αρχές Οικονομικής Θεωρίας», Τόμος Β – Μακροοικονομική, Εκδόσεις Gutenberg
- David Begg S. Fischer, R. Dornbusch, 2006, «Εισαγωγή στην Οικονομική», Τόμος Β, εκδόσεις Κριτική
- Θεόδωρος Π. Λιανός, Θεοφάνης Ε. Μπένος, 1998, «Μακροοικονομική Θεωρία και Πολιτική», Εκδόσεις Ευγ. Μπένου
- Πάνος Πασιαρδής, Δοκίμια οικονομικής πολιτικής, 2003, «Μέτρηση του πληθωρισμού και το κόστος ζωής των νοικοκυριών»
- Διπλωματική εργασία, Τσουτσουλοπούλου Αθανασία, 2010, «Εμπειρική διερεύνηση σχέσης ανεργίας και πληθωρισμού σε επιλεγμένες χώρες»
- Διπλωματική εργασία, Ευανθία Κατσαμάκα, 2007, «Μελέτη του φαινομένου της ανεργίας και εμπειρική διερεύνηση της συμπεριφοράς του»

Αρθρογραφία

Ελληνική

- Αναστάσιος Καραγιάννης, 1987, Λέκτορας Πανεπιστημίου Πειραιώς, «Οι πρώτες κριτικές στην ποσοτική θεωρία του Hume»
- Ν. Απόστολος, Ε. Βαρέλα, 1989, Διεύθυνση Μελετών και Προγραμματισμού Α.Τ.Ε., «Η ζήτηση του χρήματος στην ελληνική οικονομία»

Ξένη

- A. W. Phillips, 1957, *Economica*, "The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957"
- N. Gregory Mankiw, September 2000, National Bureau of Economic Research: "The Inexorable and mysterious tradeoff between inflation and unemployment"
- Milton Friedman, 1959, National Bureau of Economic Research, Distributed by Columbia University Press: New York and London, "The Demand for Money: Some Theoretical and Empirical Results"
- William R. Hart and Thomas E. Hall, 2010, Miami University, "The Samuelson - Solow Phillips Curve and the Great Inflation"
- R.M. Solow and P. Samuelson, 1960 *The American Economic View*, "Analytical Aspects of Anti - Inflation Policy"
- Erwin Diewert, 1988, *Journal of Economic Perspectives*, "Index Issues in the Consumer Price Index"
- Franco Modigliani, 1978, "Toward an Understanding of the Real Effects and Costs of Inflation"

Ιστόχωροι

- <http://users.uom.gr/~esartz/teaching/manotes.html>
- http://topa.applied-maths.gr/modules/module_8073/2chapt4.pdf

Κεφάλαιο 2

Επισκόπηση των μεγεθών της ανεργίας και του πληθωρισμού σε επιλεγμένες χώρες

2.1 Εισαγωγή

Η οικονομία μιας χώρας δεν υπήρξε ποτέ στάσιμη. Όλα της τα μεγέθη μεταβάλλονται διαχρονικά, με αποτέλεσμα η οικονομική δραστηριότητα άλλοτε να αυξάνεται αργά ή γρήγορα και άλλοτε να μειώνεται. Το ίδιο συμβαίνει και με τα μεγέθη της ανεργίας και του πληθωρισμού. Σε ορισμένες χώρες, το ένα ή και τα δύο από αυτά τα μεγέθη αυξάνονται σε τέτοιο βαθμό, με αποτέλεσμα η οικονομική κατάσταση να χαρακτηρίζεται ως ανησυχητική και να εξελισσεται ακόμα και σε ύφεση. Στο κεφάλαιο αυτό θα παρουσιαστούν οι διαχρονικές τους μεταβολές σε επιλεγμένες χώρες βασισμένες σε μηνιαία δεδομένα από το 2000 έως το 2012, περίοδος που θα αποκαλείται και ως περίοδος αναφοράς. Οι χώρες που θα εξεταστούν προέρχονται από την Ευρωπαϊκή Ένωση και μια χώρα εκτός αυτής, οι Η.Π.Α. Πηγή των δεδομένων αποτελεί η Eurostat και η παρουσίασή τους γίνεται μέσω χρονοδιαγραμμάτων.

Αρχικά, προσδιορίζεται η έννοια της χρονοσειράς και των χαρακτηριστικών της στοιχείων (τάση, εποχικότητα, κυκλικότητα, μη κανονικότητα), στη συνέχεια γίνεται μια πρώτη παρουσίαση των ποσοστών για την ανεργία και τον πληθωρισμό σε κάθε μία χώρα ξεχωριστά και στο τέλος του κεφαλαίου γίνεται μια συνολική αποτίμηση αυτών.

Στόχος του κεφαλαίου είναι μια αρχική παρουσίαση των δεδομένων που θα επεξεργαστούν στη συνέχεια για τη διερεύνηση της σχέσης αιτιότητας στο υπόλοιπο της εργασίας.

2.2 Χαρακτηριστικά στοιχεία χρονοσειράς με τα οποία θα γίνει η επισκόπηση των μεγεθών

Μια χρονολογική σειρά ή χρονοσειρά (time series) είναι ένα σύνολο παρατηρήσεων μιας μεταβλητής οι οποίες έχουν ληφθεί σε ίσα χρονικά διαστήματα. Απαραίτητη προϋπόθεση, για τη μελέτη χρονολογικών σειρών είναι η ύπαρξη δεδομένων. Τα

δεδομένα μπορεί να προέρχονται από τακτικές μετρήσεις στατιστικών και άλλων υπηρεσιών (στη συγκεκριμένη περίπτωση Eurostat). Η απεικόνιση μιας χρονολογικής σειράς είναι πάντα χρήσιμη και πρέπει να προηγείται οποιασδήποτε άλλης ανάλυσης. Σημαντικό επίσης είναι να οριστούν κάποια βασικά σημεία από τη θεωρία των χρονοσειρών, τα οποία μπορούν να εντοπιστούν μέσα από ένα χρονοδιάγραμμα (time plot). Συγκεκριμένα, κάποια από αυτά είναι τα εξής:

➤ **Τάση**

Η τάση (trend) ορίζεται ως η συστηματική κίνηση μιας σειράς προς μια ορισμένη κατεύθυνση. Οι τιμές των χρονοσειρών τείνουν να αυξάνονται ή να μειώνονται με αρκετά σταθερό ρυθμό για μεγάλα χρονικά διαστήματα. Η συμπεριφορά αυτή κατά συνέπεια εκφράζεται από την τάση, η οποία φανερώνει τη μακροχρόνια εξέλιξη της χρονοσειράς και μπορεί να είναι ανοδική ή καθοδική. Συχνά η έννοια της τάσης ταυτίζεται με την έννοια της αναμενόμενης τιμής της χρονοσειράς από τους ερευνητές.

➤ **Εποχικότητα**

Σε ορισμένες οικονομικές χρονοσειρές, τα δεδομένα των οποίων αναφέρονται σε χρονικές περιόδους μικρότερες από ένα χρόνο όπως για παράδειγμα μήνας ή τρίμηνο, είναι δυνατόν να παρατηρούνται εποχικές διακυμάνσεις που επαναλαμβάνονται με την ίδια ή περίπου ίδια μορφή από έτος σε έτος. Οι εποχικές διακυμάνσεις παρουσιάζονται συνήθως με συστηματικό τρόπο, μπορούν εύκολα να αναλυθούν και να προσδιοριστούν και κατά συνέπεια να χρησιμοποιηθούν για προβλέψεις της χρονοσειράς.

➤ **Κυκλικότητα**

Η κυκλικότητα είναι το στοιχείο των χρονοσειρών που εμφανίζεται ακανόνιστα με κυματοειδή μορφή και διαρκεί για μεγαλύτερο χρονικό διάστημα από ένα έτος. Οι κυκλικές κινήσεις αναφέρονται σε κυματοειδείς διακυμάνσεις (συχνά μη-κανονικές) που καλύπτουν χρονικό διάστημα μεγαλύτερο του έτους και προέρχονται από μεταβολές της γενικής δραστηριότητας. Αποτελούν τη διαφορά μεταξύ της αναμενόμενης τιμής της χρονοσειράς που προέρχεται από την τάση και την πραγματική τιμή της χρονοσειράς. Επομένως, η κυκλική κίνηση μπορεί να θεωρηθεί

ως υπολειπόμενη απόκλιση, κυμαινόμενη γύρω από την τάση που σχετίζεται με τη μεταβαλλόμενη γενική δραστηριότητα.

➤ Η μη – κανονικότητα

Η μη κανονικότητα επηρεάζει τις τιμές των χρονοσειρών κατά έναν τυχαίο και μη συστηματικό τρόπο ο οποίος δε μπορεί να προσδιοριστεί. Η μη-συστηματική συνιστώσα στις χρονοσειρές, προκαλείται από μη-περιοδικά ή απρόβλεπτα γεγονότα. Τα γεγονότα αυτά περιλαμβάνουν οικονομική κρίση, περιβαλλοντικές καταστροφές, πολέμους.

Έχοντας παρουσιάσει τα τέσσερα χαρακτηριστικά στοιχεία των χρονοσειρών είναι δυνατόν να μη συνυπάρχουν και τα τέσσερα στοιχεία ταυτόχρονα, αλλά κάποια από αυτά μόνο. Για παράδειγμα, σε ετήσιο επίπεδο χρονοσειρών δεν παρουσιάζεται το στοιχείο της εποχικότητας.

2.3 Παρουσίαση δεδομένων

Η ανάλυση που θα ακολουθήσει, βασίζεται σε δεδομένα ανεργίας και πληθωρισμού δεκαπέντε χωρών της Ευρωπαϊκής Ένωσης και των Ηνωμένων Πολιτειών της Αμερικής τα οποία αντλήθηκαν από τη Eurostat και η χρονική περίοδος της ανάλυσης ορίστηκε από το 2000 έως το 2012. Τα δεδομένα είναι σε μηνιαία βάση και για τα δύο μεγέθη.

Σύμφωνα με τη Eurostat, το ποσοστό της ανεργίας το οποίο παρουσιάζεται αντιπροσωπεύει τον αριθμό των ανέργων ως ποσοστό του εργατικού δυναμικού όπως αυτό ορίζεται από το Διεθνές γραφείο Εργασίας. Για τη μέτρηση του μεγέθους του πληθωρισμού χρησιμοποιείται ο εναρμονισμένος δείκτης τιμών καταναλωτή (Harmonized Consumer Price Index ή “HICP”) ο οποίος είναι σχεδιασμένος ειδικά για συγκρίσεις του πληθωρισμού μεταξύ χωρών. Δεν είναι τίποτα άλλο από τον δείκτη Laspeyres που ορίστηκε στο προηγούμενο κεφάλαιο.

Επειδή η χρονική έκταση των δεδομένων που είναι διαθέσιμα δεν ήταν παρόμοια σε όλες τις χώρες, η ανάλυση των δεδομένων περιορίστηκε ανά χώρα στα ακόλουθα χρονικά διαστήματα⁸:

Πίνακας 2.1

Παρουσίαση διαθέσιμων χρονικών διαστημάτων των δεδομένων

Δεδομένα Ανεργίας	Δεδομένα Πληθωρισμού
<ul style="list-style-type: none"> • Ελλάδα: Από 2000M01 έως 2012M10 • Γερμανία: Από 2000M01 έως 2012M12 • Γαλλία: Από 2000M01 έως 2012M12 • Ισπανία: Από 2000M01 έως 2012M12 • Ιταλία: Από 2000M01 έως 2012M12 • Δανία : Από 2000M01 έως 2012M12 • Φιλανδία: Από 2000M01 έως 2012M12 • Ολλανδία: Από 2000M01 έως 2012M12 • Βέλγιο: Από 2000M01 έως 2012 M12 • Αυστρία: Από 2000M01 έως 2012 M12 • Πορτογαλία: Από 2000M01 έως 2012 M12 • Ηνωμένο Βασίλειο: Από 2000M01 έως 2012M10 • ΗΠΑ: Από 2000M01 έως 2012M12 • Σουηδία: Από 2000M01 έως 2012M12 • Ρουμανία: Από 2000M01 έως 2012M12 	<ul style="list-style-type: none"> • Ελλάδα: Από 2000M01 έως 2012M12 • Γερμανία: Από 2000M01 έως 2012M12 • Γαλλία: Από 2000M01 έως 2012M12 • Ισπανία: Από 2000M01 έως 2012M12 • Ιταλία: Από 2000M01 έως 2012M12 • Δανία : Από 2000M01 έως 2012M12 • Φιλανδία: Από 2000M01 έως 2012M12 • Ολλανδία: Από 2000M01 έως 2012M12 • Βέλγιο: Από 2000M01 έως 2012 M12 • Αυστρία: Από 2000M01 έως 2012 M12 • Πορτογαλία: Από 2000M01 έως 2012 M12 • Ηνωμένο Βασίλειο: Από 2000M01 έως 2012M12 • ΗΠΑ: Από 2000M01 έως 2011M10 • Σουηδία: Από 2000M01 έως 2012M12 • Ρουμανία: Από 2000M01 έως 2012M12

Ο Πίνακας 2.1 δείχνει επακριβώς τη χρονική έκταση των δεδομένων της ανεργίας και του πληθωρισμού που θα παρουσιαστούν στις επόμενες υποενότητες.

2.4 Εξέλιξη των μεγεθών σε επιλεγμένες χώρες

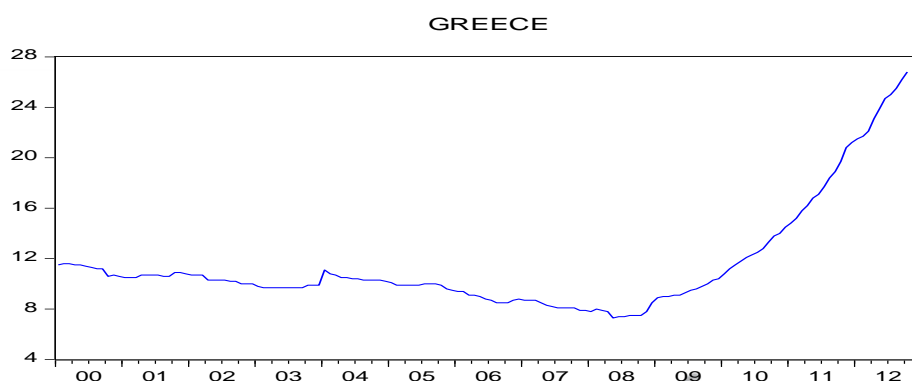
➤ Ελλάδα

Ανεργία

Υψηλές τάσεις των στοιχείων της ανεργίας για την Ελλάδα παρατηρούνται ειδικά από τον Οκτώβριο του 2008 με την ανεργία από το 7.5 % να ανέρχεται στο 26.8 % τον Οκτώβριο του 2012, με τον ρυθμό αύξησής της να είναι 257 %. Από το 2000 έως το

⁸ Όπου M01, M10, και M12 αντίστοιχα η αρίθμηση των μηνών

2008 διαγράφεται σταθερά ελαφρώς καθοδική πορεία των στοιχείων της ανεργίας με το μέγεθος να μην πέφτει κάτω από το 8%.



Πηγή: Eurostat

Διάγραμμα 2.1

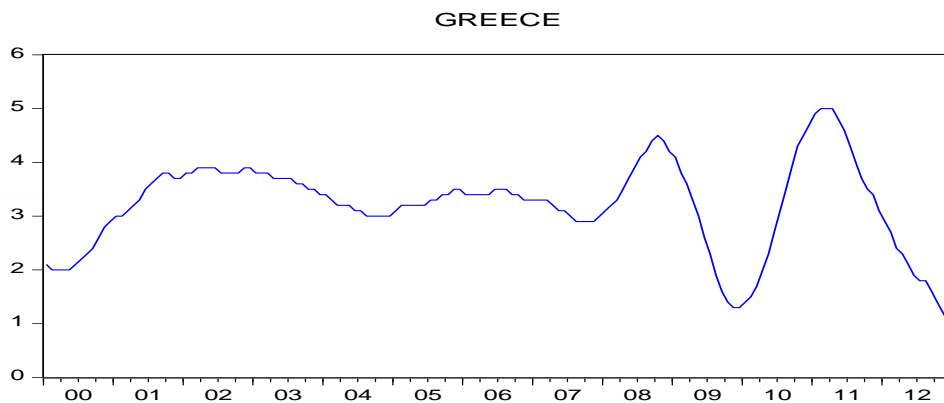
Εξέλιξη Ανεργίας από το 2000 έως το 2012 στην Ελλάδα

Σύμφωνα με το Διάγραμμα 2.1, το ποσοστό της ανεργίας που παρουσιάζει η Ελλάδα από το 2000 έως το 2012 παρουσιάζει μεγάλη διακύμανση, λόγω της μεγάλης αύξησής του από το 2008 και μετά. Αίτιο της ανόδου της ανεργίας από το 2008 και έπειτα, είναι η διαδικασία της δημοσιονομικής προσαρμογής για της αντιμετώπιση της οικονομικής κρίσης. (Εκθεση του Διοικητή της Τράπεζας της Ελλάδος, 2012).

Πληθωρισμός

Αν η μεγάλη διασπορά της ανεργίας στην Ελλάδα εμφανίζεται κυρίως μετά το 2008 λόγω της μεγάλης αύξησής της, στον πληθωρισμό παρατηρούνται ακόμα μεγαλύτερες διακυμάνσεις σε εκτενέστερο χρονικό διάστημα μέσα στη δωδεκαετία 2000-2012. Το ποσοστό του πληθωρισμού ξεκινάει από 2% τον Ιανουάριο του 2000 αυξάνεται μέχρι το 4% το 2001, όπου παρουσιάζει μια σταθερή πορεία μέχρι το 2003. Στη συνέχεια, υπάρχει μια πτώση στο 2.9% μέχρι το τέλος του 2007. Από εκείνο το χρονικό σημείο και έπειτα, ο ρυθμός του πληθωρισμού αυξάνεται στο 4.5% τον Οκτώβριο του 2008, φτάνει σε ένα χαμηλό σημείο κοντά στο 1.5% τον Δεκέμβριο του 2009, για να ξανακορυφωθεί το Φεβρουάριο του 2011 στο 5% που είναι το μέγιστο σημείο του, στο ερευνώμενο χρονικό διάστημα⁹. Στο τέλος της περιόδου αναφοράς, παρατηρείται μια καθοδική τάση του ποσοστού με αποτέλεσμα να φτάνει στο 1% τον Ιανουάριο του 2012.

⁹ Να αναφερθεί πως ως ερευνώμενο χρονικό διάστημα ή περίοδος αναφοράς θα χαρακτηρίζεται η περίοδος 2000-2012 με μηνιαία δεδομένα.



Πηγή: Eurostat

Διάγραμμα 2.2
Εξέλιξη του ρυθμού του πληθωρισμού στην Ελλάδα το 2000-2012

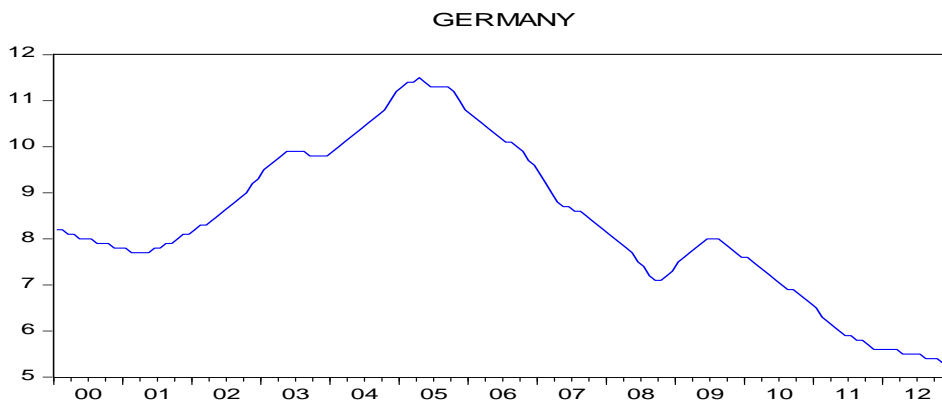
Υπάρχει σύμφωνα με το Διάγραμμα 2.2 μετά το 2008, μια κυματοειδής μορφή του ρυθμού πληθωρισμού. Οι ανεπαρκώς ανταγωνιστικές συνθήκες σε τομείς κρίσιμους για τις τιμές του καταναλωτή, όπως το διανεμητικό εμπόριο είναι παράγοντες που οδηγούν στα πολύ χαμηλά επίπεδα του πληθωρισμού από το 2011 και μετά. (Έκθεση του Διοικητή της Τράπεζας της Ελλάδος, 2012). Το φαινόμενο του πληθωρισμού αυτό κατά το οποίο συνοδεύεται από ανεργία μεγάλης έκτασης ονομάζεται πληθωρισμός ύφεσης¹⁰ και προκαλεί δυσεπίλυτα προβλήματα στην οικονομική πολιτική.

➤ Γερμανία

Ανεργία

Τα ποσοστά της ανεργίας της Γερμανίας κυμαίνονται σε επίπεδα της τάξης από 5% – 11.5%. Το μεγαλύτερο ποσοστό παρατηρείται τον Απρίλιο του 2005 και είναι 11.5% ενώ το μικρότερο το Δεκέμβριο του 2012 και είναι 5.3 %. Τα ενδιάμεσα ποσοστά ενδεικτικά κυμαίνονται σε ύψος 10.5% (Μάρτιος του 2006), 9% (Απρίλιος του 2007), 7.9% (Μάρτιος του 2008) και 7.8% (Απρίλιος του 2009).

¹⁰ Δείτε κεφάλαιο 1



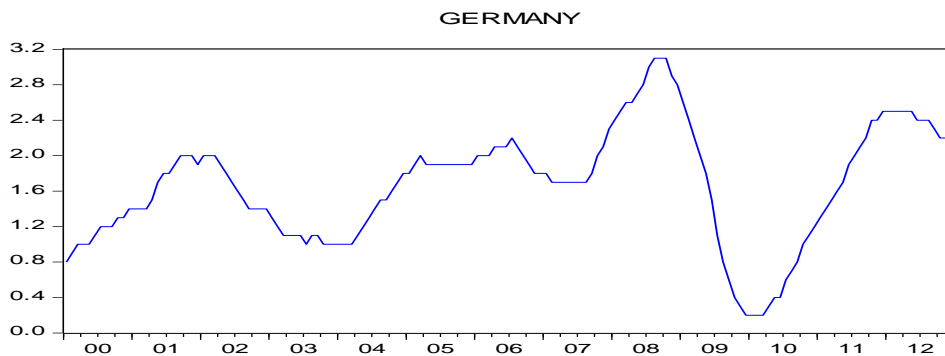
Πηγή: Eurostat

Διάγραμμα 2.3
Εξέλιξη Ανεργίας από το 2000 έως το 2012 στη Γερμανία

Μια γενική παρατήρηση για το Διάγραμμα 2.3 και των ποσοστών της ανεργίας για τη Γερμανία είναι, πως μέχρι το κορυφαίο σημείο (11.5%) παρατηρείται άνοδος και από εκείνο το σημείο και έπειτα συνεχόμενη καθοδική τάση της ανεργίας με εξαίρεση τις χρονιές 2008-2009. Επομένως, εμφανίζονται δύο αντίθετες τάσεις στην εξέλιξη της ανεργίας από το 2000 έως το 2012.

Πληθωρισμός

Ο πληθωρισμός για τη Γερμανία παρουσιάζει μεγάλες αυξομειώσεις στο ερευνώμενο χρονικό διάστημα. Το μεγαλύτερο σημείο εμφανίζεται, το Σεπτέμβρη του 2008 το οποίο είναι 3.1% και το χαμηλότερό το Φεβρουάριο του 2010 το οποίο είναι 0.3%. Χαρακτηριστικά, τα ποσοστά του ρυθμού πληθωρισμού στην αρχή της περιόδου αναφοράς (διάστημα 2000 - 2001) κυμαίνονται στις τάξεις του 0.8-2% με μία βαθμωτή αύξηση, για να μειωθούν στη συνέχεια, στα αρχικά επίπεδα τα έτη 2002 - 2004. Έπειτα, παρατηρείται αυξητική τάση του ρυθμού πληθωρισμού με το μέγεθος να ξεπερνά το 2% τον Απρίλιο του 2006. Τα χρόνια μετά το 2006, είναι έτη ακραίων τιμών για τα δεδομένα, με την εμφάνιση πολλών αυξομειώσεων σε σύντομο χρονικό διάστημα.



Πηγή: Eurostat

Διάγραμμα 2.4

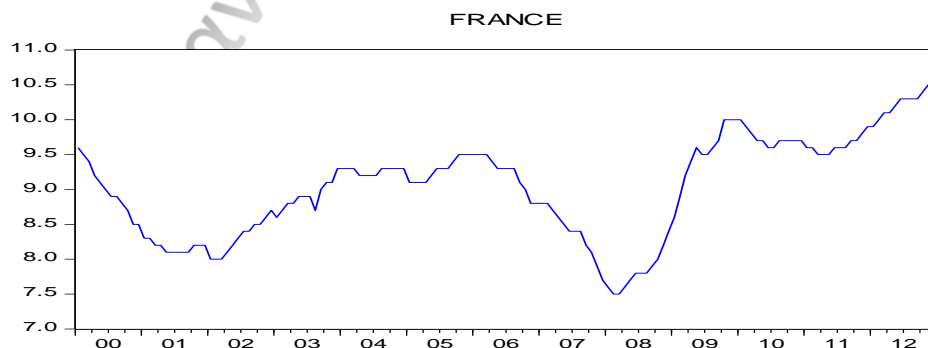
Εξέλιξη του ρυθμού του πληθωρισμού στη Γερμανία το 2000 – 2012

Συνολικά, σύμφωνα με το Διάγραμμα 2.4 για τα δεδομένα του πληθωρισμού της Γερμανίας, εμφανίζεται μια κυματοειδής μορφή (ειδικά μετά το 2008). Ωστόσο, αυτού του είδους η κυκλικότητα του πληθωρισμού στη Γερμανία, δεν εμφανίζεται με την ίδια μορφή και διάρκεια σε όλη την χρονική έκταση της περιόδου αναφοράς, γεγονός που την κάνει ακατάλληλη για προβλέψεις.

➤ Γαλλία

Ανεργία

Για το μέγεθος της ανεργίας στη Γαλλία παρατηρείται μια μακροχρόνια κυκλικότητα με αυξήσεις και μειώσεις οι οποίες διαφέρουν σε ένταση και διάρκεια. Μέσα στα έτη παρατηρούνται και στοιχεία εποχικότητας της ανεργίας. Χαρακτηριστικό παράδειγμα είναι τα έτη 2004 και 2005 που έχουν παρατηρηθεί εποχικές διακυμάνσεις. .



Πηγή : Eurostat

Διάγραμμα 2.5:

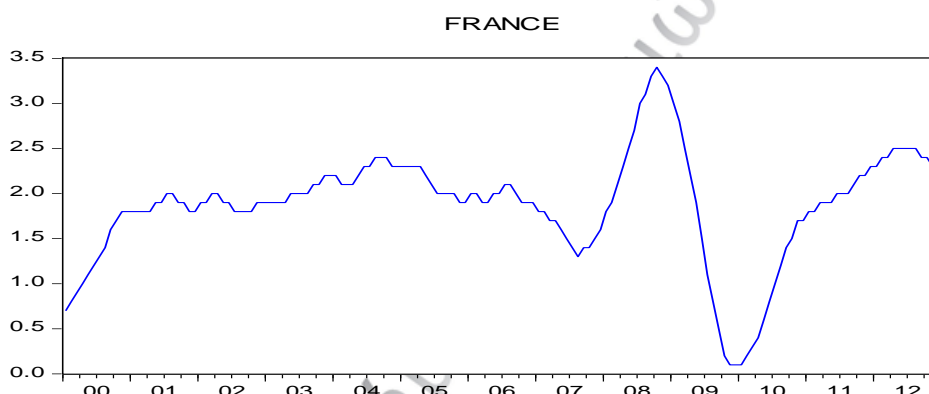
Εξέλιξη της ανεργίας από το 2000 έως το 2012 στη Γαλλία

Συνολικά, όπως εμφανίζεται και στο Διάγραμμα 2.5, η ανεργία στη Γαλλία από το 2008 παρουσιάζει μια έντονη αυξητική τάση, με το μέγεθος από 7.5% το Μάρτιο του

2008 να καταλήγει σε επίπεδα πάνω από το 10% το Δεκέμβριο του 2010. Εξαίρεση ίσως αποτελεί το έτος 2010 που υπάρχει μια ελαφρώς καθοδική τάση του μεγέθους.

Πληθωρισμός

Όσον αφορά τον πληθωρισμό στην ίδια χώρα, η μεγαλύτερη τιμή που παρατηρείται είναι 3.4% τον Οκτώβριο του 2008 (περίπου ίδιο σημείο με γερμανικό πληθωρισμό) και από εκείνο το χρονικό σημείο και μετά διαγράφεται μια κυματοειδής μορφή του μεγέθους έως το 2012. Το χαμηλότερο σημείο του γαλλικού πληθωρισμού παρατηρείται το Νοέμβριο του 2011, με το ποσοστό να είναι στο 0.1% ,ενώ το υψηλότερο φτάνει το 3.4% τον Οκτώβριο του 2010.



Πηγή : Eurostat

Διάγραμμα 2.6

Εξέλιξη του ρυθμού του πληθωρισμού στη Γαλλία το 2000 – 2012

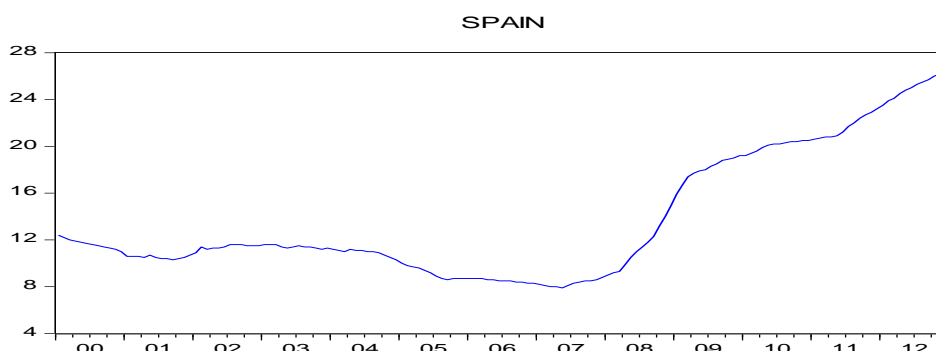
Συγκρίνοντας τα Διαγράμματα 2.6 και 2.4, παρατηρούνται κοινά σημεία όσον αφορά την πορεία του πληθωρισμού σε Γαλλία και Γερμανία. Και στις δύο χώρες μέχρι το 2007 εμφανίζεται πληθωρισμός της τάξεως του 2% με μια σχετικά σταθερή τάση, αλλά από εκεί και μετά εμφανίζεται μια κυκλικότητα του μεγέθους.

➤ **Ισπανία**

Ανεργία

Χαρακτηριστικό για την Ισπανία και την ανεργία που είναι πως από το 2007 και μετά εμφανίζεται μια ανοδική τάση στα ποσοστά της. Συγκεκριμένα, το 2000 το ποσοστό είναι στο 12.4% ακολουθεί μια σχετικά σταθερή πορεία μέχρι το 2004, όπου πέφτει ελαφρώς στο 11.4% και στη συνέχεια παρατηρείται μια καθοδική τάση μέχρι τον

Μάϊο του 2007 που φτάνει το 7.9%. Έπειτα, εμφανίζεται μια ανοδική τάση μέχρι το Δεκέμβριο του 2012, όπου το ποσοστό φτάνει στο μεγαλύτερο σημείο για την περίοδο αναφοράς στο 26.1%.



Πηγή : Eurostat

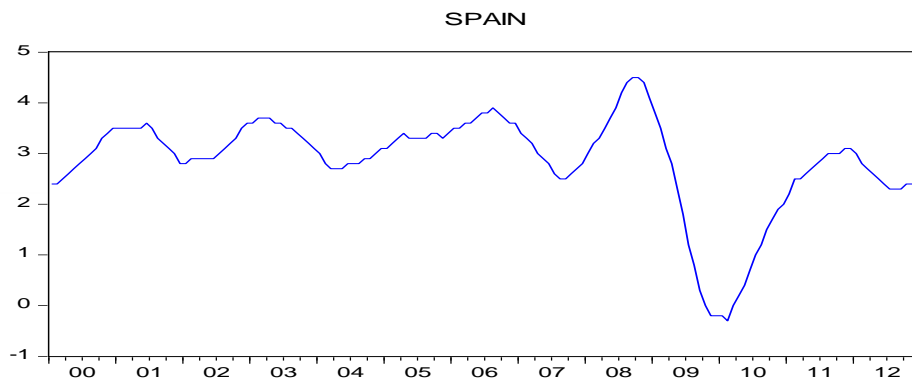
Διάγραμμα 2.7

Εξέλιξη της ανεργίας από το 2000 έως το 2012 στην Ισπανία

Τα αυξητικά στοιχεία για την απασχόληση και την ανεργία που εμφανίζονται στο Διάγραμμα 2.7, καταδεικνύουν το βάθος της κρίσης στην οποία διέρχεται η ισπανική οικονομία. Τα ποσοστά της στο τέλος της περιόδου αναφοράς φτάνουν σε ύψη της τάξεως του 25%, αντίστοιχα με αυτά που έχουν εμφανιστεί και στην Ελλάδα στη μέχρι τώρα ανάλυση.

Πληθωρισμός

Ο πληθωρισμός στην Ισπανία εμφανίζει πολλές διακυμάνσεις από το διάστημα 2000 έως το 2011. Ειδικότερα, από το 2000 έως το 2006 ολοκληρώνονται τρεις κύκλοι με περίοδο περίπου τα δύο έτη, ενώ το μέγιστο ποσοστό του ρυθμού πληθωρισμού δεν ξεπερνά το 3.9% (Αύγουστος 2006) και το ελάχιστο δεν πέφτει κάτω από το 2.5% (Σεπτέμβριος του 2007). Από το έτος 2007 και έπειτα, παρατηρείται αύξηση της διακύμανσης του μεγέθους, με αποτέλεσμα να φτάνει στο ύψιστο σημείο της περιόδου αναφοράς 2000-2012 με ποσοστό 4.5% το Σεπτέμβριο του 2008 και ελάχιστο σημείο το -0.3 το Φεβρουάριο του 2010.



Πηγή : Eurostat

Διάγραμμα 2.8

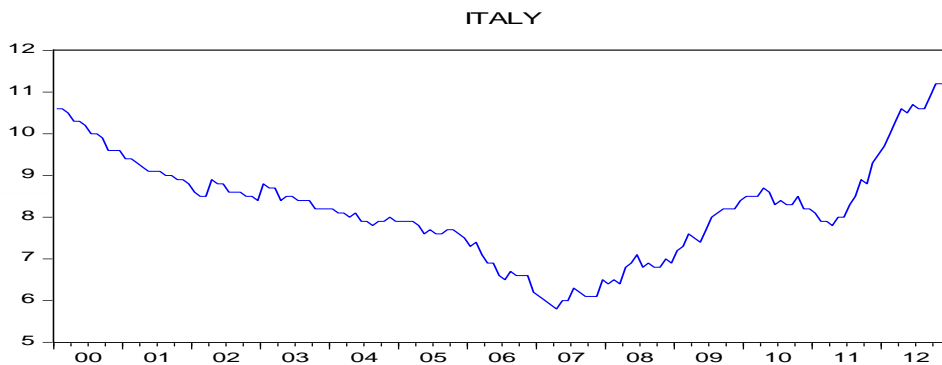
Εξέλιξη του ρυθμού του πληθωρισμού στην Ισπανία το 2000 – 2012

Συνεπώς, χαρακτηριστικό στοιχείο του Διαγράμματος 2.8, είναι ο αρνητικός πληθωρισμός το 2010. Αυτό το φαινόμενο, ονομάζεται και αποπληθωρισμός. Αποπληθωρισμός υπάρχει όταν ο ετήσιος πληθωρισμός πέφτει κάτω από το μηδέν τοις εκατό (αρνητικό ποσοστό πληθωρισμού), με αποτέλεσμα την αύξηση της πραγματικής αξίας του χρήματος, επιτρέποντας να αγοραστούν περισσότερα αγαθά με το ίδιο χρηματικό ποσό. Ωστόσο, οι οικονομολόγοι ανησυχούν σε τέτοιες περιπτώσεις, γιατί ο αρνητικός πληθωρισμός οφείλεται σε χαμηλούς μισθούς, χαμηλή ζήτηση για προϊόντα και κατά συνέπεια μείωση της παραγωγικότητας σε μια οικονομία.

➤ Ιταλία

Ανεργία

Τα δεδομένα για την ανεργία στην Ιταλία εμφανίζουν καθοδική τάση από το 2000 έως το 2007. Συγκεκριμένα, στην έναρξη της περιόδου αναφοράς (Ιανουάριος του 2000) το ποσοστό είναι στο 10.6% και φτάνει στο ελάχιστο σημείο, που είναι 5.8% τον Απρίλιο του 2007. Από το έτος 2007 και έπειτα, γενικά παρατηρείται μια ανοδική τάση στα ποσοστά της ανεργίας με εξαίρεση το χρονικό διάστημα του Απριλίου του 2010 με τον Απρίλιο του 2011 όπου η τάση είναι ελαφρώς καθοδική.



Πηγή: Eurostat

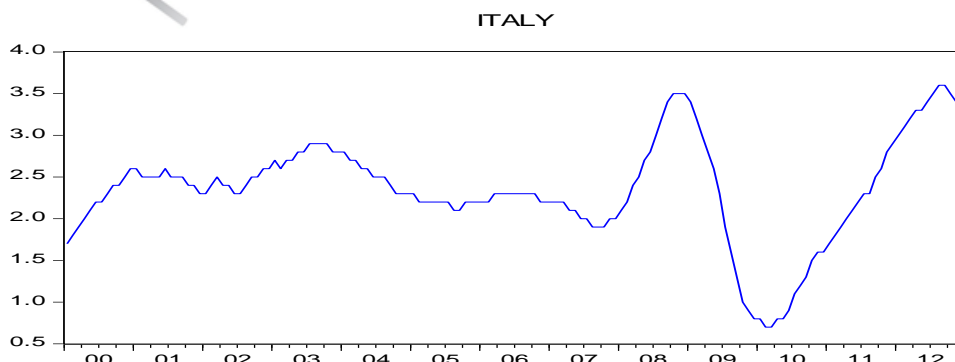
Διάγραμμα 2.9

Εξέλιξη της ανεργίας από το 2000 έως το 2012 στην Ιταλία

Επομένως, συνολικά στο Διάγραμμα 2.9, τα δεδομένα εμφανίζουν δύο τάσεις με σημείο αναφοράς το 2007. Η μία είναι καθοδική μέχρι τον Απρίλιο του 2007 και η άλλη ανοδική μέχρι το Δεκέμβριο του 2012.

Πληθωρισμός

Όσον αφορά τον πληθωρισμό από την έναρξη της περιόδου αναφοράς μέχρι το 2007 παρατηρείται σταθερή πορεία με το μέγεθος να κινείται σε τάξεις του 2.3% – 2.9%. Από το έτος 2008 και έπειτα, τα δεδομένα εμφανίζουν μια κυκλικότητα με μη κανονικές διακυμάνσεις. Χαρακτηριστικά, το μέγεθος φτάνει στο 3.5% τον Νοέμβριο του 2008 και στη συνέχεια παρατηρείται μια καθοδική τάση μέχρι το Μάρτιο του 2010 όπου εκεί βρίσκεται το ελάχιστο σημείο με ποσοστό 0.7%. Στη συνέχεια, η κυκλικότητα ολοκληρώνεται τον Αύγουστο του 2012 με το μέγεθος να ανέρχεται στο 3.6%.



Πηγή: Eurostat

Διάγραμμα 2.10

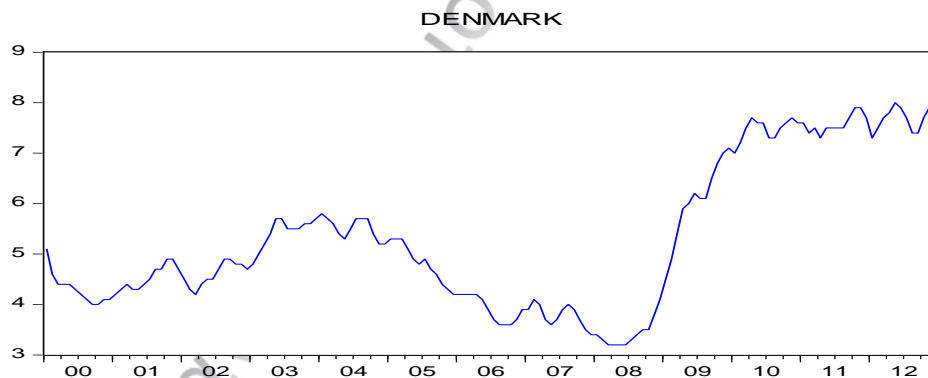
Εξέλιξη του ρυθμού του πληθωρισμού στην Ιταλία από το 2000 έως το 2012

Όπως παρατηρείται στο Διάγραμμα 2.10, εμφανίζεται μια κυκλικότητα μετά το 2007 χαρακτηριστικό που έγινε αντιληπτό και στα Διαγράμματα της Γερμανίας και Γαλλίας (2.4 και 2.6 αντίστοιχα). Επομένως, μπορεί να γίνει η υπόθεση ότι το 2007 είναι ένα έτος που προκαλεί διαταραχή στα δεδομένα του ρυθμού του πληθωρισμού σε ορισμένες χώρες.

➤ Δανία

Ανεργία

Τα ποσοστά της ανεργίας για τη Δανία κυμαίνονται σε χαμηλότερα επίπεδα από τις χώρες που παρουσιάστηκαν ως τώρα. Συγκεκριμένα, τα πρώτα ποσοστά που εμφανίζονται στο ερευνώμενο διάστημα κυμαίνονται από 4% – 5%. Τον Μάιο του 2008 παρατηρείται το ελάχιστο ποσοστό και είναι 3.2 %. Από εκείνο το χρονικό σημείο και έπειτα, εμφανίζεται μια ανοδική τάση που φτάνει το επίπεδο του 8% (Μάιος του 2012), το οποίο είναι και το ποσοστό που τερματίζεται η ανεργία στην περίοδο αναφοράς.



Πηγή: Eurostat

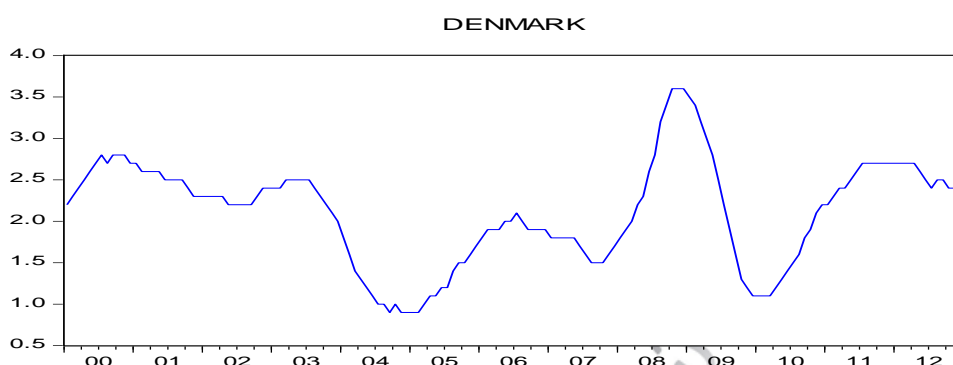
Διάγραμμα 2.11
Εξέλιξη της ανεργίας από το 2000 έως το 2012 στη Δανία

Γενικά, αυτό που παρατηρείται στο Διάγραμμα 2.11, είναι μια αυξανόμενη τάση της ανεργίας από το 2008 που δηλώνει μη κανονικότητα μέχρι τα υπάρχοντα δεδομένα.

Πληθωρισμός

Ο πληθωρισμός στη Δανία παρουσιάζει έντονες κυκλικές διακυμάνσεις. Τα χρονικά διαστήματα τα οποία διαρκούν, είναι από το 2002 έως το 2006 από το 2006 έως το 2008 και από το 2008 έως το 2012. Βέβαια, αυτές οι κυκλικότητες του μεγέθους

έχουν διαφορετική έκταση η κάθε μία με την τελευταία να παρουσιάζει και το μεγαλύτερο εύρος. Όσον αφορά το ύψος του πληθωρισμού, συμπίεση του μεγέθους παρατηρείται το έτος 2004, όπου το μέγεθος είναι κάτω από το 1%, ενώ αύξηση υπάρχει το έτος 2009 με το ποσοστό να ξεπερνάει το 3.5%.



Πηγή: Eurostat

Διάγραμμα 2.12:

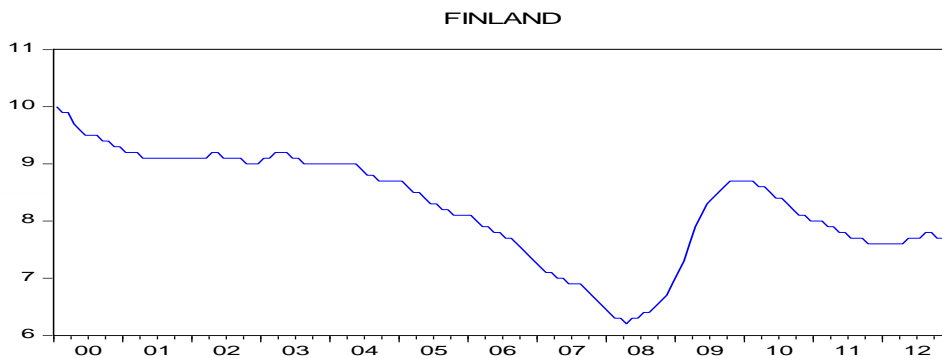
Εξέλιξη του ρυθμού του πληθωρισμού στη Δανία από το 2000 έως το 2012

Συμπερασματικά, σύμφωνα με το Διάγραμμα 2.12 το μέγεθος του πληθωρισμού στη Δανία εμφανίζει διακυμάνσεις, με το ποσοστό να κυμαίνεται γύρω από το 2.5%.

➤ Φινλανδία

Ανεργία

Τα ποσοστά της ανεργίας, γενικά παρουσιάζουν καθοδική τάση στην περίοδο αναφοράς. Ξεκινούν από το 10% το 2000 και στη συνέχεια ακολουθούν μια φθίνουσα πορεία μέχρι το 2001 με το ποσοστό να πέφτει στο 9.1%. Έπειτα μέχρι το 2005, το μέγεθος δεν παρουσιάζει κάποια μεταβλητότητα με το ποσοστό να μην κατεβαίνει κάτω από το 9%. Στη συνέχεια, εμφανίζεται μια καθοδική τάση μέχρι τον Απρίλιο του 2007 και το ποσοστό φτάνει στο ελάχιστο του σημείο δηλαδή στο 6.2%. Το διάστημα 2007 έως το 2010 παρατηρείται μια ελαφρώς ανοδική τάση με την ανεργία να ξαναφτάνει στο 8.7%. Η ανοδική τάση αυτή, δε διαρκεί για πολύ, γιατί στο τέλος της περιόδου αναφοράς το ποσοστό φθίνει και καταλήγει στο 7.7%.



Πηγή: Eurostat

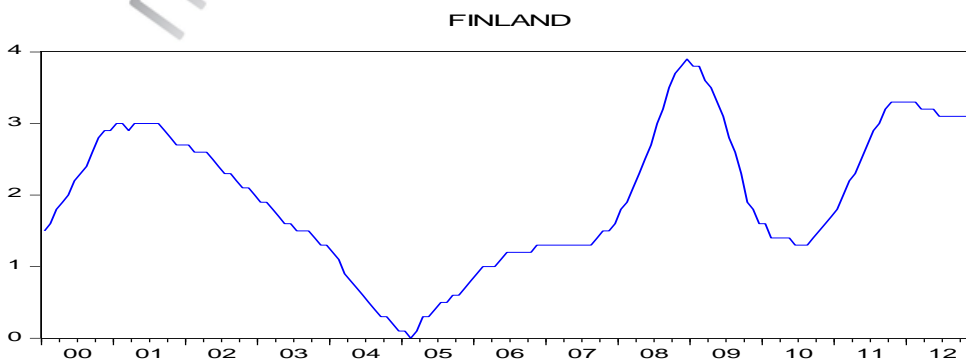
Διάγραμμα 2.13:

Εξέλιξη της ανεργίας από το 2000 έως το 2012 στη Φινλανδία

Συνολικά, σύμφωνα με το Διάγραμμα 2.13, ο Απρίλιος του 2008 είναι ο μήνας που παρουσιάζεται η διαταραχή στα δεδομένα με αποτέλεσμα να υπάρχει αλλαγή στην πορεία της τάσης.

Πληθωρισμός

Έντονες κυκλικές διακυμάνσεις παρουσιάζονται στο διάγραμμα του πληθωρισμού για τη Φινλανδία. Η κυματοειδής του μορφή ξεκινάει με ποσοστό 1.5% το 2000, διαγράφεται ανοδική τάση μέχρι το 2001 με το ποσοστό να φτάνει στο 3% και μετά επέρχεται κάθετη πτώση με αποτέλεσμα το μέγεθος να μηδενιστεί το Φεβρουάριο του 2005. Συνέχεια στην κυματοειδή μορφή παρατηρείται από εκείνο το σημείο και μετά. Συγκεκριμένα, κορυφώνεται το μέγεθος σε ποσοστό 3.9% το Δεκέμβριο του 2012 και επέρχεται καθοδική τάση μέχρι τον Ιούνιο του 2010. Στο τέλος της περιόδου αναφοράς το μέγεθος φτάνει σε ύψος 3.3%.



Πηγή: Eurostat

Διάγραμμα 2.14

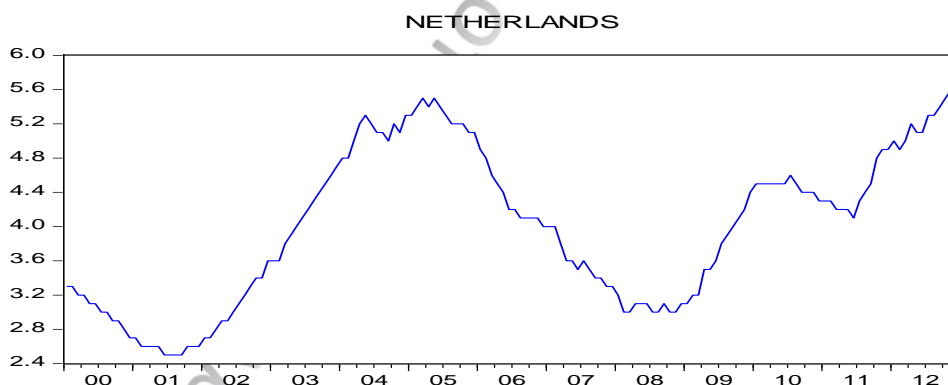
Εξέλιξη του ρυθμού του πληθωρισμού στη Φινλανδία από το 2000 έως το 2012

Συνολικά, σύμφωνα με το Διάγραμμα 2.14 ο πληθωρισμός της Φινλανδίας παρουσιάζει ομοιότητες με αυτόν της Δανίας με βάση τα χρονοδιαγράμματα 2.14 και 2.12. Το έτος 2004 ο πληθωρισμός μειώνεται και από εκείνο το χρονικό σημείο και έπειτα παρουσιάζονται κυκλικότητες και στις δύο χώρες.

➤ Ολλανδία

Ανεργία

Σε χαμηλά επίπεδα κυμαίνεται το ποσοστό της ανεργίας για την Ολλανδία. Συγκεκριμένα, το ποσοστό της ανεργίας ξεκινάει από το 3.3% και εμφανίζει καθοδική τάση και μείωση μέχρι το 2.5% τον Ιούλιο του 2001, όπου είναι και το ελάχιστο σημείο την περίοδο αναφοράς. Από εκείνο το χρονικό σημείο και έπειτα, παρατηρείται αυξητική τάση μέχρι το 5.5% το Μάρτιο του 2005. Η κυκλικότητα συνεχίζεται, και το μέγεθος παρουσιάζει ελάχιστο σημείο τον Οκτώβριο του 2008 της τάξης του 3%. Στη συνέχεια παρατηρείται ανοδική τάση με το ποσοστό να ανέρχεται στο 5.8% όπου είναι και το μέγιστο σημείο στην περίοδο αναφοράς.



Πηγή: Eurostat

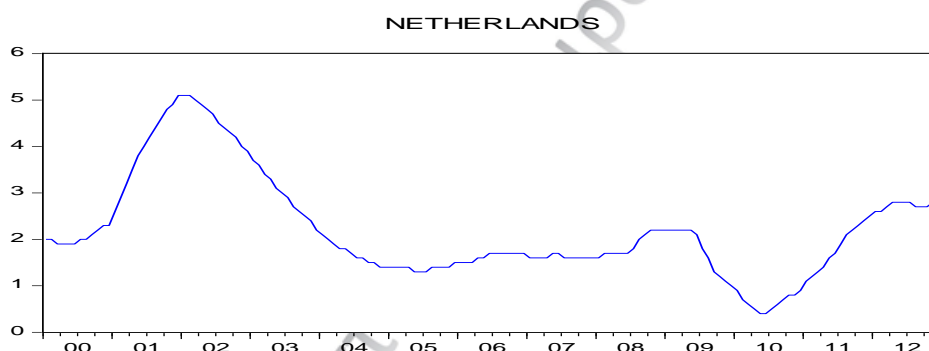
Διάγραμμα 2.15

Εξέλιξη της ανεργίας από το 2000 έως το 2012 στην Ολλανδία

Γενικά, η Ολλανδία, όπως παρατηρείται στο Διάγραμμα 2.15, εμφανίζει ιδιαίτερα χαμηλά ποσοστά σε σχέση με τις χώρες που έχουν μελετηθεί ως τώρα την περίοδο 2000 έως 2012. Τα ευέλικτα συστήματα απασχόλησης και ειδικότερα η εκτεταμένη εφαρμογή της μερικής απασχόλησης έχουν ως αποτέλεσμα τα χαμηλά ποσοστά ανεργίας στην χώρα, ακόμη και μετά την εκδήλωση της οικονομικής κρίσης σύμφωνα με το Γιάννη Κουζή (2009) στη μελέτη του για την απασχόληση σε ευρωπαϊκές χώρες.

Πληθωρισμός

Έντονες διακυμάνσεις παρουσιάζει το ποσοστό του πληθωρισμού την περίοδο αναφοράς στην Ολλανδία. Ξεκινάει από επίπεδα της τάξης του 2% το 2000, παρουσιάζει αυξητική τάση και καταλήγει στο μέγιστο του σημείο, που είναι 5.1%. Στη συνέχεια, επέρχεται καθοδική τάση, με αποτέλεσμα το ποσοστό να καταλήγει στο 1.5% τον Οκτώβριο του 2004. Σε αυτό το χρονικό σημείο, εμφανίζεται μια σχετική σταθερότητα με το ποσοστό να κυμαίνεται κοντά στο 2% μέχρι τον Αύγουστο του 2008. Έπειτα, το ποσοστό μεταβάλλεται με μη συστηματικό τρόπο σε σχέση με τα προηγούμενα δεδομένα, με τον πληθωρισμό να μειώνεται και να παίρνει τιμές πολύ κοντά στο 0. Το ελάχιστο σημείο είναι το 0.4 τον Μάιο του 2010. Στο τέλος της περιόδου αναφοράς, παρατηρείται μια αυξητική τάση με το πληθωρισμό να καταλήγει στο 2.8%.



Πηγή: Eurostat

Διάγραμμα 2.16

Εξέλιξη του ρυθμού του πληθωρισμού στην Ολλανδία από το 2000 έως το 2012

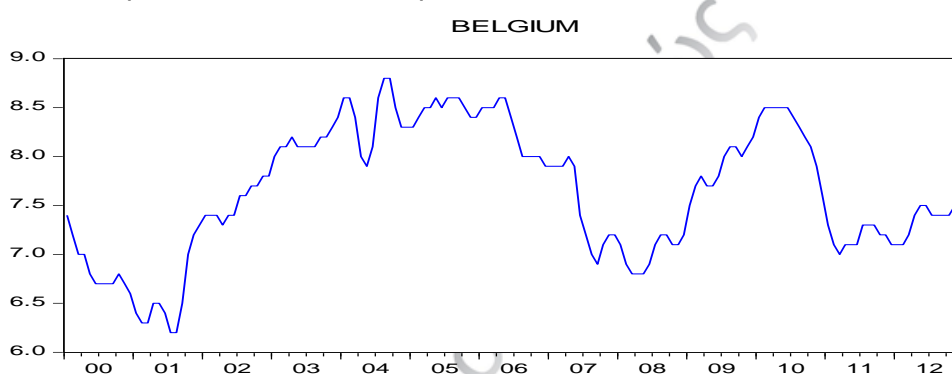
Επομένως, όπως απεικονίζεται και στο Διάγραμμα 2.16 με εξαίρεση τα μεμονωμένα έτη 2000 και 2001 που ο ρυθμός πληθωρισμού είναι υψηλός, τις υπόλοιπες χρονιές στο ερευνώμενο διάστημα, εμφανίζονται πολύ χαμηλά ποσοστά πληθωρισμού κοντά στο 1%.

➤ **Βέλγιο**

Ανεργία

Πολλές μεταβολές παρουσιάζει η ανεργία στο Βέλγιο κατά την περίοδο αναφοράς με το ποσοστό της ανεργίας να έχει πολλές αυξομειώσεις ακόμη και μέσα σε ένα έτος. Συγκεκριμένα, το έτος 2000 το ποσοστό ξεκινάει από το 7.4% και παρουσιάζει

καθοδική τάση μέχρι το 6.2% τον Αύγουστο του 2001. Στη συνέχεια, το μέγεθος διαγράφει σταθερά ανοδική πορεία μέχρι τον Ιανουάριο του 2004, όπου το ποσοστό φτάνει στο 8.6%. Στο σημείο αυτό, παρατηρούνται πολλές μεταβολές και έντονες αυξομειώσεις του μεγέθους, ακόμη και μέσα σε διάστημα λίγων μηνών. Το έτος 2004 είναι ενδεικτικό αυτού του φαινομένου. Από το 2004 και μετά, διαγράφεται μια καθοδική τάση στο μέγεθος μέχρι τον Μάρτιο του 2008, που το ποσοστό φτάνει στο 6.8%. Τα έτη 2008, 2009, 2010 η ανεργία σταδιακά αυξάνεται με αποτέλεσμα να φτάσει με βαθμωτό τρόπο στο ύψος του 8.5% τον Μάρτιο του 2003, το οποίο είναι και το δεύτερο μεγαλύτερο ποσοστό στην περίοδο αναφοράς. Έπειτα, το ποσοστό φθίνει και τα έτη 2011 και 2012 καταλήγει στο 7.5%.



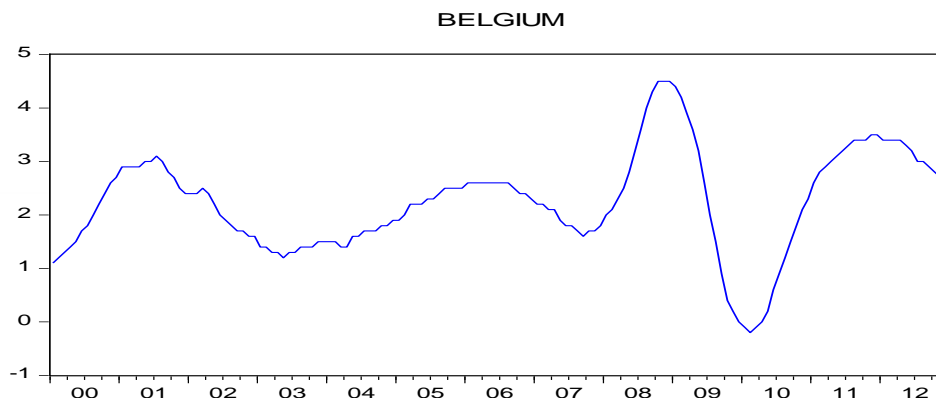
Πηγή: Eurostat

Διάγραμμα 2.17

Εξέλιξη της ανεργίας από το 2000 έως το 2012 στο Βέλγιο

Πληθωρισμός

Ο πληθωρισμός στο Βέλγιο τα έτη 2000 μέχρι 2007 παρουσιάζει μικρή μεταβλητότητα και κυμαίνεται γύρω από το επίπεδο του 2%. Ειδικότερα, το 2000 το ποσοστό ξεκινάει από το 1.1% και αυξάνεται μέχρι το 3.1% τον Ιούλιο του 2001. Τα έτη 2001, 2002 και 2003 το ποσοστό φθίνει μέχρι το 1.3%. Από εκείνο το χρονικό σημείο και έπειτα, το μέγεθος παρουσιάζει μικρή μεταβλητότητα με το ποσοστό να μη ξεπερνάει το 2.6% το Μάιο του 2006. Τα έτη 2007, 2008 και 2009 το μέγεθος διαγράφει μια κυματοειδή πορεία και με αύξηση της μεταβλητότητάς του το Νοέμβριο του 2008 το ποσοστό ανέρχεται στο 4.5%. Το Φεβρουάριο του 2010 εμφανίζεται αρνητικός πληθωρισμός της τάξης του -0.2%, ενώ το 2012 το ποσοστό ανέρχεται σε ύψος πάνω από το 3%.



Πηγή: Eurostat

Διάγραμμα 2.18

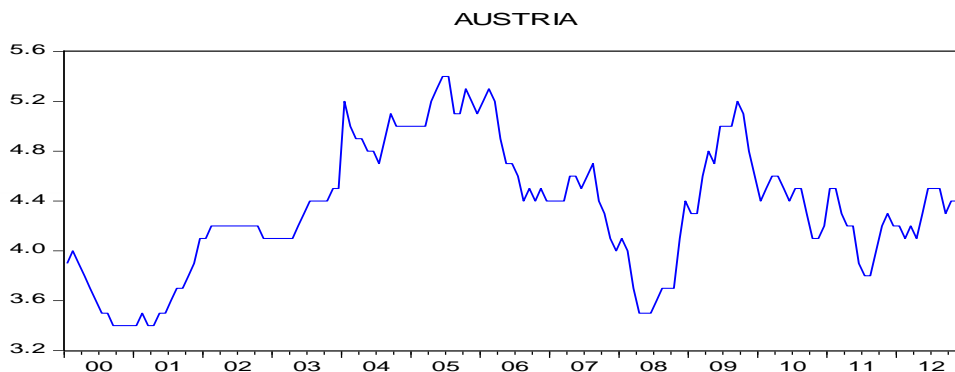
Εξέλιξη του ρυθμού του πληθωρισμού στο Βέλγιο από το 2000 έως το 2012

Στο Διάγραμμα 2.18 απεικονίζεται το «σύνηθες» ως τώρα σχήμα για τον πληθωρισμό, το οποίο εμφανίστηκε και στα χρονοδιαγράμματα 2.4 2.6 και 2.10 για τη Γερμανία, Γαλλία και Ιταλία αντίστοιχα, με το έτος 2007 να είναι σημείο εμφάνισης διακυμάνσεων μετά από μια σχετική σταθερότητα του μεγέθους τα προηγούμενα χρόνια.

➤ Αυστρία

Ανεργία

Η ανεργία στην Αυστρία εμφανίζει μεγάλες μεταβολές την περίοδο αναφοράς. Συγκεκριμένα, το 2000 το ποσοστό βρίσκεται στο 4%, το 2001 κυμαίνεται γύρω από το 3.5% και τα έτη 2002, 2003, 2004 επέρχεται μια αυξητική τάση στο μέγεθος, με ποσοστά να ξεπερνούν το 4.2%, το 4.5% και το 5%. Το 2005 και μέχρι το Μάρτιο του 2006, η ανεργία συνεχίζει να κυμαίνεται πάνω από το 5% και από εκεί και μετά υπάρχει μια πτώση με αποτέλεσμα το ποσοστό να φτάνει στο 3.5% τον Ιούνιο του 2008. Το μέγεθος τα επόμενα έτη, παρουσιάζει μεγάλη μεταβλητότητα και το ποσοστό στο τέλος της περιόδου αναφοράς καταλήγει στο 4.4%.

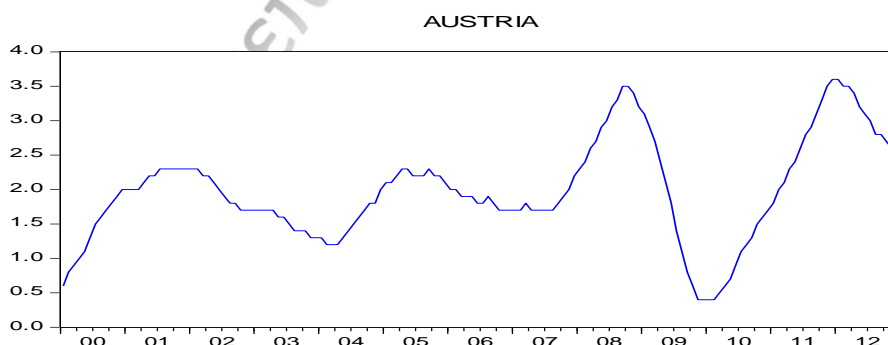


Πηγή: Eurostat

Διάγραμμα 2.19
Εξέλιξη της ανεργίας από το 2000 έως το 2012 στην Αυστρία

Πληθωρισμός

Ο πληθωρισμός στην Αυστρία εμφανίζει μια κυματοειδή μορφή και ειδικά από το 2007 και μετά παρατηρείται με αυξανόμενη ένταση. Το 2000 το ποσοστό ξεπερνάει σταθερά το 0.5%, το 2001 φτάνει σε ύψος 2.3% και διατηρείται σε αυτό το επίπεδο μέχρι τους πρώτους μήνες του 2002. Τα έτη 2003, 2004, και 2006 το μέγεθος δεν παρουσιάζει ιδιαίτερη μεταβλητότητα με το ποσοστό να κυμαίνεται γύρω από το 2%. Στα τέλη του 2007, ο πληθωρισμός παρουσιάζει αυξητική τάση και το ποσοστό φτάνει στο 3.5% τον Οκτώβριο του 2008. Το 2009 τα ποσοστά μειώνονται στο 0.4% και τα έτη 2011 και το 2012 παρατηρείται ανοδική τάση.



Πηγή: Eurostat

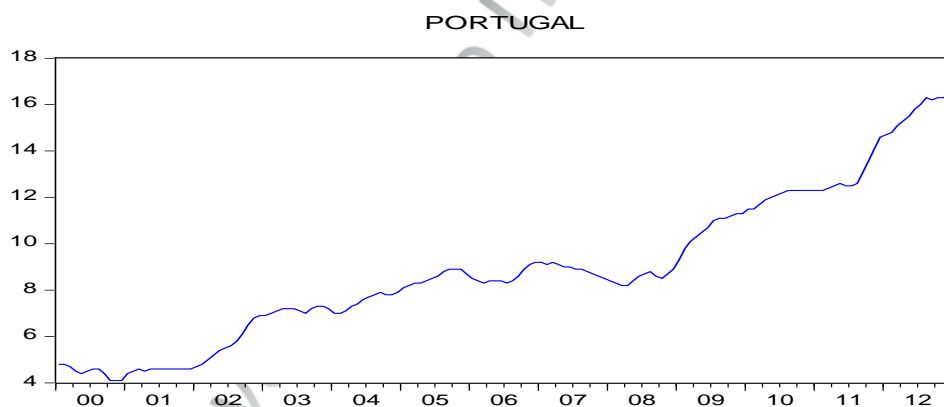
Διάγραμμα 2.20
Εξέλιξη του ρυθμού του πληθωρισμού στην Αυστρία από το 2000 έως το 2012

Σύμφωνα με το Διάγραμμα 2.20, στην Αυστρία ο πληθωρισμός μετά το 2007, εμφανίζει βραχυχρόνια μεγάλες αυξομειώσεις με τα ποσοστά της τάξης του 0% να ανέρχονται σε σύντομο διάστημα σε σύντομο χρονικό διάστημα στην τάξη του 3%.

➤ Πορτογαλία

Ανεργία

Η ανεργία εμφανίζει αυξητική τάση την περίοδο αναφοράς στην Πορτογαλία. Στις αρχές της δεκαετίας του 2000 το ποσοστό είναι χαμηλό, θετικό αποτέλεσμα που οφείλεται κυρίως στην αύξηση της απασχόλησης στις υπηρεσίες και τις κατασκευές (Γιάννης Κουζής, 2001). Εντούτοις, η χώρα εξακολουθεί και παρουσιάζει υψηλά ποσοστά τα επόμενα έτη. Αναλυτικά, τη δεκαετία του 2000 τα ποσοστά αυξάνονται με πολύ γρήγορο ρυθμό και συγκεκριμένα το 2004 βρίσκονται στο 7.4%, το 2005 πάνω από 8% ενώ το 2012 εκτοξεύονται σε ύψος του 16.5%.



Πηγή: Eurostat

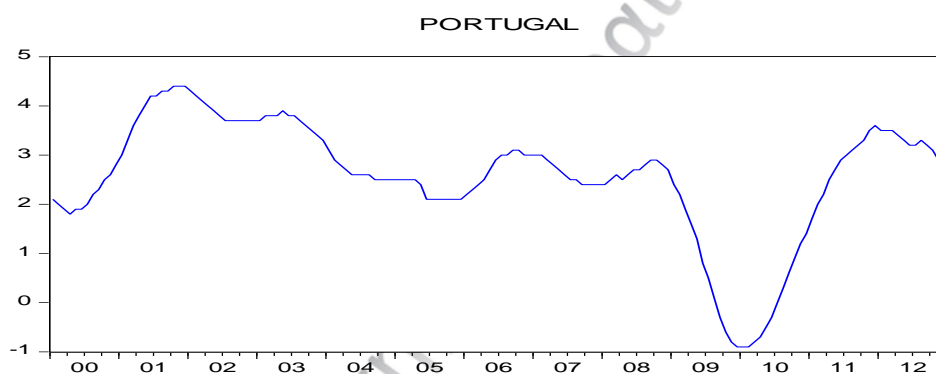
Διάγραμμα 2.21:

Εξέλιξη της ανεργίας από το 2000 έως το 2012 στην Πορτογαλία

Τέλος, τα συνεχώς αυξανόμενα ποσοστά ανεργίας, τα οποία απεικονίζονται στο Διάγραμμα 2.21, οφείλονται στην προοπτική ένταξης της χώρας στην ΟΝΕ, που συνοδεύεται από πολιτικές λιτότητας στους μισθούς (Γιάννης Κουζής, 2001). Το μέγεθος καταλήγει να είναι τετραπλάσιο στο τέλος της περιόδου αναφοράς σε σχέση με τα πρώτα έτη της δεκαετίας.

Πληθωρισμός

Ο πληθωρισμός στην Πορτογαλία στις αρχές της δεκαετίας του 2000 ξεκινάει από το 2.1% (Ιανουάριος του 2000) και διαγράφει μια αυξητική τάση μέχρι το Δεκέμβριο του 2001. Στη συνέχεια, κυμαίνεται σε πτωτικά επίπεδα, με αποτέλεσμα η κορύφωση της πτώσης να έρθει τον Ιανουάριο του 2010 με το μέγεθος να φτάνει στο -0.9%. Αυτή η αρνητική τιμή σχετίζεται με την πτώση των διεθνών τιμών τροφίμων και ενεργειακών προϊόντων το πρώτο εξάμηνο του έτους (Τράπεζας της Πορτογαλίας, 2011). Τα έτη 2011 και 2012 επέρχεται αύξηση στον πληθωρισμό, με το ποσοστό να φτάνει στο 3.6% στα τέλη του 2011. Τέλος, το έτος 2012 παρατηρείται ελαφρώς μια πτώση του μεγέθους στην Πορτογαλία με το ποσοστό το Δεκέμβριο του 2012 να καταλήγει στο 2.6%.



Πηγή: Eurostat

Διάγραμμα 2.22

Εξέλιξη του ρυθμού του πληθωρισμού στην Πορτογαλία από το 2000 έως το 2012

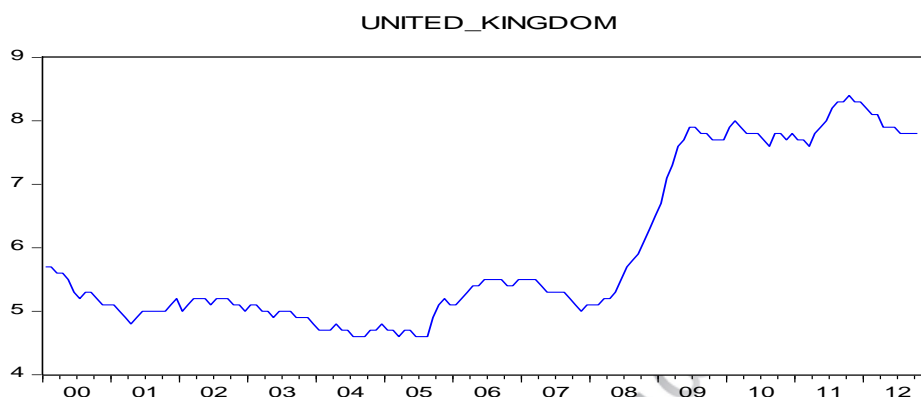
Συμπερασματικά, σύμφωνα με το Διάγραμμα 2.22, εμφανίζεται στην Πορτογαλία από το 2000 μέχρι το 2008 πληθωρισμός της τάξης του 2% και το 2009 παρατηρείται μια διαταραχή στα ποσοστά με αποτέλεσμα το μέγεθος να παίρνει αρνητική τιμή και για σύντομο χρονικό διάστημα να επικρατεί αποπληθωρισμός.

➤ **Ηνωμένο Βασίλειο**

Ανεργία

Τα ποσοστά της ανεργίας στο Ηνωμένο Βασίλειο χαρακτηρίζονται από μια σχετική σταθερότητα από το 2000 μέχρι το 2007. Συγκεκριμένα, τον Ιούνιο του 2006 και τον Ιανουάριο του 2007 τα ποσοστά της ανεργίας ανέρχονται στο 5.5%. Από τον Ιανουάριο του 2008, επέρχεται μια ανοδική τάση στην ανεργία, με αποτέλεσμα τον

Ιούλιο του 2009 το ποσοστό να φτάνει στο 7.9%. Το έτος 2010 το μέγεθος εμφανίζει σταθερά ποσοστά, ενώ τον Οκτώβριο του 2011 η αυξητική τάση το οδηγεί στο ύψιστο σημείο που είναι το 8.4%. Στο τέλος της περιόδου αναφοράς το μέγεθος καταλήγει στο 7.8% (Οκτώβριος 2012)



Πηγή: Eurostat

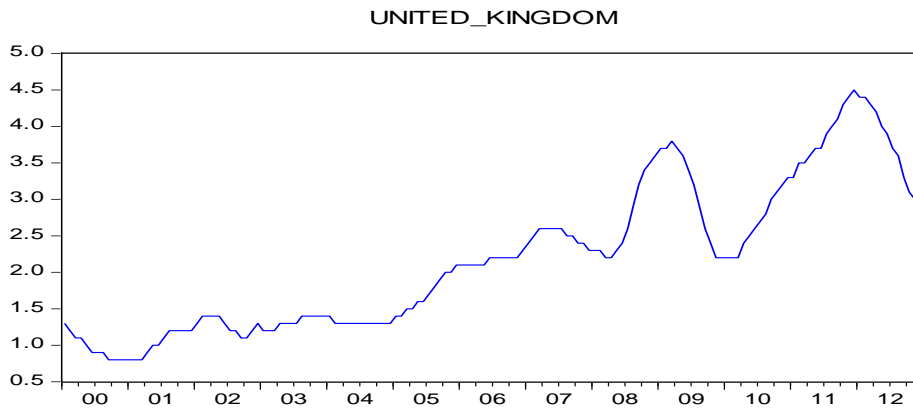
Διάγραμμα 2.23

Εξέλιξη της ανεργίας από το 2000 έως το 2012 στο Ην. Βασίλειο

Συνολικά, το Διάγραμμα 2.23 απεικονίζει μια αυξητική τάση διαχρονικά, με τα ποσοστά να αυξάνονται κατακόρυφα ειδικά την τριετία 2008 μέχρι το 2011.

Πληθωρισμός

Ο πληθωρισμός στο Ηνωμένο Βασίλειο παρουσιάζει αυξητική τάση. Στις αρχές της δεκαετίας του 2000 κυμαίνεται σε ποσοστά γύρω από το 1% με τον Ιανουάριο του 2001 το ακριβές ποσοστό να είναι 0.8%. Τα έτη 2001 και 2002 είναι έτη κορύφωσης του πληθωρισμού με το μέγεθος να φτάνει στο 1.5%. Με τον ίδιο τρόπο εξελίσσονται τα ποσοστά και για τις επόμενες χρονιές. Συγκεκριμένα, τα έτη 2005, 2006 και 2007 ο πληθωρισμός ξεπερνά το 1.5%, 2%, και 2.6% (Μάιος 2007). Οι πληθωριστικές πιέσεις προς τα πάνω συνεχίζονται και τα επόμενα έτη. Το Μάρτιο του 2009 παρατηρείται μια κορύφωση της τάξης του 3.8 %, μέχρι την επόμενη, το Δεκέμβριο του 2012 (4.5%) που είναι και η μεγαλύτερη την περίοδο αναφοράς.



Πηγή: Eurostat

Διάγραμμα 2.24

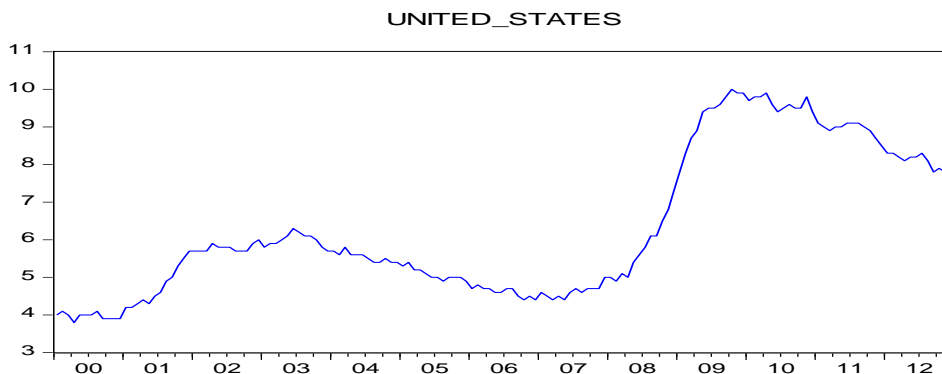
Εξέλιξη του ρυθμού του πληθωρισμού στο Ηνωμένο Βασίλειο από το 2000 έως το 2012

Γενικά όπως εμφανίζονται τα ποσοστά στο Διάγραμμα 2.24, παρατηρείται μια ελαφρώς αυξητική τάση μέχρι το 2008, και από εκείνο το σημείο και έπειτα παρατηρούνται κάποιες κυκλικότητες μέσα σε πολύ μικρό χρονικό διάστημα. Κάτι καθόλου ασυνήθιστο, διαταραχή που έχει παρατηρηθεί και στα Διαγράμματα πληθωρισμού για τις χώρες της Γερμανίας, της Γαλλίας και της Ιταλίας.

➤ Ηνωμένες Πολιτείες Αμερικής

Ανεργία

Τα ποσοστά της ανεργίας στο ερευνώμενο χρονικό διάστημα για τις Ηνωμένες Πολιτείες της Αμερικής ξεκινούν από την τάξη του 4% τον Ιανουάριο του 2000 και εμφανίζουν μια σταθερή πορεία μέχρι το τέλος του ίδιου έτους. Τα έτη 2001,2002 και 2003 εμφανίζεται ελαφρώς αυξητική τάση με τα ποσοστά στο τέλος του 2003 να ανέρχονται στο 5.8%. Τα επόμενα χρόνια επέρχεται καθοδική τάση στα μεγέθη και το Μάιο του 2007 η ανεργία πέφτει στο 4.4%. Αυτό το σημείο αποτελεί σημείο εκκίνησης νέας έντονης αυξητικής τάσης με αποτέλεσμα το μέγεθος να κορυφωθεί το Νοέμβριο του 2009 στο 9.9%. Στη συνέχεια, μέχρι το τέλος της περιόδου αναφοράς παρατηρείται ελαφρά πτώση του μεγέθους με το νούμερο να καταλήγει στο 7.8% το Δεκέμβριο του 2012.



Πηγή: Eurostat

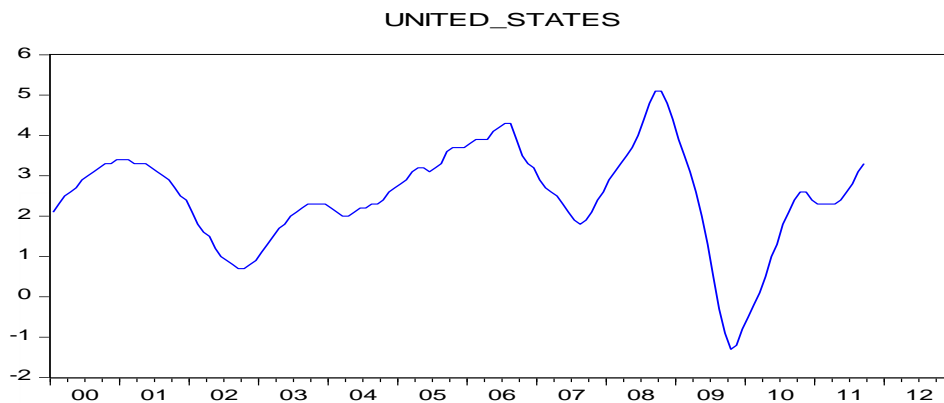
Διάγραμμα 2.25

Εξέλιξη της ανεργίας από το 2000 έως το 2012 στις Η.Π.Α.

Επομένως, σύμφωνα με το Διάγραμμα 2.25 αυτό που εμφανίζεται στις ΗΠΑ (όπως και σε πολλές χώρες της Ευρώπης στη μέχρι τώρα παρουσίαση των δεδομένων) είναι διαχρονική αύξηση της ανεργίας με μια διαταραχή στα δεδομένα να συμβαίνει από το 2007 και μετά. Πιθανό αίτιο αυτής της μη κανονικότητας είναι η οικονομική ύφεση που ξέσπασε στην Αμερική.

Πληθωρισμός

Ο ρυθμός πληθωρισμού στις Η.Π.Α. στην έναρξη της περιόδου αναφοράς εμφανίζει ποσοστά ύψους 2.1% (Ιανουάριος 2000) με το μέγεθος να διαγράφει ανοδική τάση μέχρι το Φεβρουάριο του 2001 (3.4%). Στη συνέχεια, παρατηρείται μια πτώση με το μέγεθος να ανέρχεται στο 0.7% τον Οκτώβριο του 2002, με σχεδόν μηδενικά ποσοστά του πληθωρισμού. Τα έτη 2003 μέχρι το 2008 παρατηρείται μια αύξηση στις τιμές του μεγέθους με το ποσοστό να φτάνει στο 5.1% το Σεπτέμβριο του 2008, που αποτελεί και το υψηλότερο ποσοστό στην περίοδο αναφοράς. Από εκείνο το χρονικό σημείο και έπειτα, επέρχεται μια καθοδική τάση με αποτέλεσμα να κάνει την εμφανισή του ο αποπληθωρισμός τον Αύγουστο του 2009 (-0.3%). Το μέγεθος θα μειωθεί και άλλο φτάνοντας στο ελάχιστο σημείο τον Οκτώβριο του 2009 που είναι το -1.3%. Στη συνέχεια, παρατηρείται αυξητική τάση με το ποσοστό στο τέλος της περιόδου αναφοράς να καταλήγει στο 3.3% το Σεπτέμβριο του 2011.



Πηγή: Eurostat

Διάγραμμα 2.26

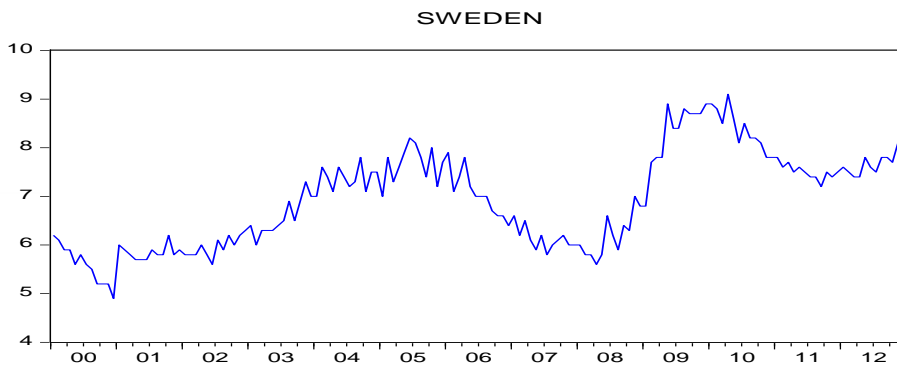
Εξέλιξη του ρυθμού του πληθωρισμού στις ΗΠΑ από το 2000 έως το 2012

Αυτό το οποίο χαρακτηρίζει το Διάγραμμα 2.26, είναι έντονες διακυμάνσεις του μεγέθους με πολλές αυξομειώσεις σε σύντομο χρονικό διάστημα. Χαρακτηριστική είναι η περίοδος 2007-2011 με μια κυκλικότητα στις τιμές του πληθωρισμού για τα συγκεκριμένα έτη.

➤ Σουηδία

Ανεργία

Η ανεργία στη Σουηδία τη χρονική περίοδο αναφοράς παρουσιάζει ιδιαίτερα χαμηλά ποσοστά. Αρχικά, τα έτη 2000 - 2001 το μέγεθος κυμαίνεται από 4.9% (Δεκέμβριος 2000) μέχρι 6.2% (Οκτώβριος 2001). Στη συνέχεια, εμφανίζει μια ελαφρώς ανοδική τάση μέχρι το 2006 με πολλές αυξομειώσεις μέσα στα έτη, γεγονός που δημιουργεί υποψίες για εποχικές διακυμάνσεις. Χαρακτηριστικά παραδείγματα αποτελούν τα έτη 2003 και 2004 που ανά τρεις μήνες περίπου (περίοδος τριών μηνών) το μέγεθος κορυφώνεται μετά από πτώση. Τον Ιούνιο του 2005, το μέγεθος ανέρχεται στο 8.2%, σημείο το οποίο αποτελεί αφετηρία για καθοδική τάση μέχρι τον Απρίλιο του 2008 (5.6%). Τα έτη 2008, 2009 και 2010 επέρχεται ανοδική τάση με την ανεργία να φτάνει στο μεγαλύτερο ποσοστό το οποίο είναι 9.1% τον Απρίλιο του 2010. Στο τέλος της περιόδου αναφοράς, το μέγεθος εμφανίζει μια μικρή πτώση και στο τέλος της περιόδου αναφοράς καταλήγει στο 7.8%.



Πηγή: Eurostat

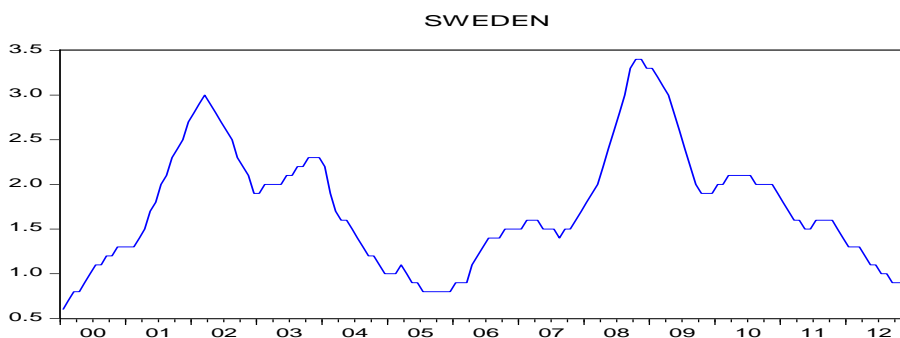
Διάγραμμα 2.27

Εξέλιξη της ανεργίας από το 2000 έως το 2012 στη Σουηδία

Σύμφωνα με το Διάγραμμα 2.27, χαρακτηριστικό σημείο της πορείας της ανεργίας είναι οι έντονες αυξομειώσεις μέσα στη διάρκεια ενός έτους κάτι αντίστοιχο που είχε παρατηρηθεί και στην Αυστρία (Διάγραμμα 2.19). Συνολικά το ύψος της ανεργίας δε ξεπερνά το 10% σε κανένα σημείο στην περίοδο αναφοράς.

Πληθωρισμός

Ο πληθωρισμός στη Σουηδία ξεκινάει από ποσοστό της τάξης του 0.5% στην αρχή του ερευνώμενου χρονικού διαστήματος και από εκεί και μετά παρουσιάζει αυξητική τάση μέχρι το Μάρτιο του 2002 που ανέρχεται σε ύψος 3%. Τα έτη 2003-2007 είναι έτη καθοδικής τάσης του μεγέθους, με το χαμηλότερο ποσοστό να εμφανίζεται το Δεκέμβριο του 2005 και να είναι 0.8%. Στη συνέχεια, ο πληθωρισμός αυξάνεται κατακόρυφα και φτάνει σε μέγιστο υψος τον Οκτώβριο του 2008 με ποσοστό 3.4%. Τα επόμενα έτη εμφανίζεται έτονη πτώση του μεγέθους με το 2012 το ποσοστό να πέφτει κάτω από το 1%.



Πηγή: Eurostat

Διάγραμμα 2.28

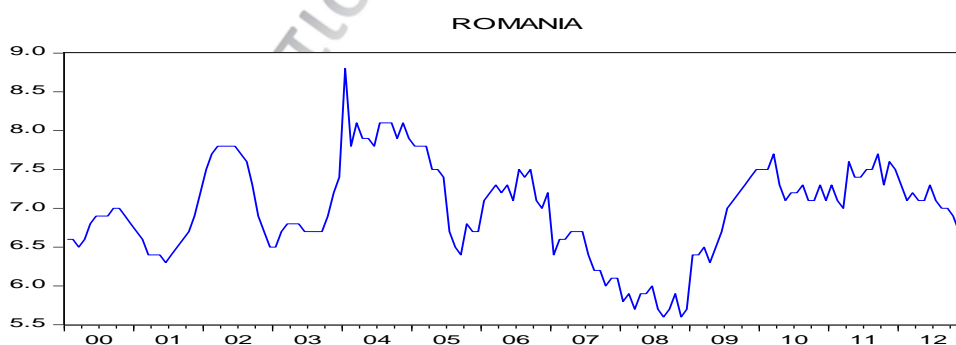
Εξέλιξη του ρυθμού του πληθωρισμού στη Σουηδία από το 2000 έως το 2012

Συνολικά στο Διάγραμμα 2.28, παρατηρούνται πληθωριστικές πιέσεις προς τα κάτω στη Σουηδία τα έτη 2003, 2004, 2005, 2006 και 2007, με χαμηλές τιμές του μεγέθους. Αντίθετα, έτη στα οποία αυξάνεται έντονα ο πληθωρισμός είναι το 2001 και 2008.

➤ Ρουμανία

Ανεργία

Το ποσοστό της ανεργίας στη Ρουμανία την περίοδο αναφοράς εμφανίζει πολλές μεταβολές, τόσο διαχρονικά την περίοδο αναφοράς 2000-2012 όσο και βραχυχρόνια κατά τη διάρκεια των ετών. Αυτό γίνεται αντιληπτό από τα δύο πρώτα έτη της ερευνώμενης περιόδου. Αρχικά, το ποσοστό κυμαίνεται σε ύψος 6.6% τον Ιανουάριο του 2000 παρουσιάζει ελαφρώς αυξητική τάση και μετά από μία μικρή πτώση της ανεργίας, όπου το ποσοστό φτάνει στο 6.3% τον Ιούνιο του 2001, εμφανίζεται μια ακόμα ισχυρότερη αυξητική τάση, όπου το ποσοστό ανέρχεται στο 7.8% το Μάιο του 2002. Το έτος 2003 συνεχίζει να είναι έτος αυξητικής τάσης με το ποσοστό να φτάνει στο υψηλότερο σημείο το οποίο είναι το 8.8% τον Ιανουάριο του 2004. Από αυτό το σημείο και μετά και μέχρι το Νοέμβριο του 2008, επέρχεται πτώση της ανεργίας και το ποσοστό φτάνει στο ελάχιστο σημείο το οποίο είναι το 5.6% το Νοέμβριο του 2008. Τα επόμενα χρόνια, μετά από πολλές αυξομειώσεις του μεγέθους το ποσοστό καταλήγει στο 6.5% το Δεκέμβριο του 2012.



Πηγή: Eurostat

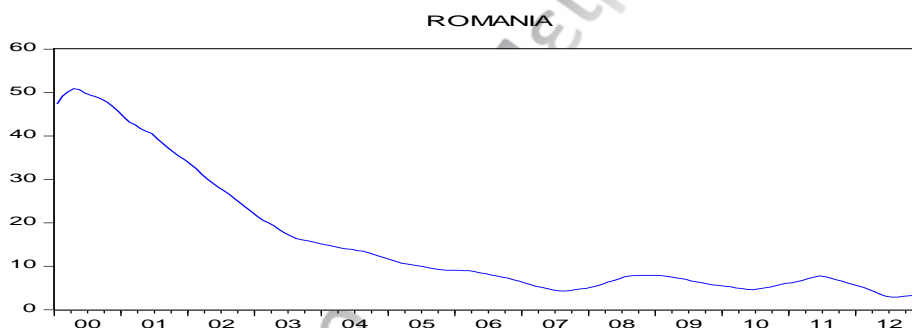
Διάγραμμα 2.29
Εξέλιξη της ανεργίας από το 2000 έως το 2012 στη Ρουμανία

Συνολικά, το μέγεθος της ανεργίας στη Ρουμανία, το οποίο εμφανίζεται και στο Διάγραμμα 2.29, παρουσιάζει έντονες διακυμάνσεις γύρω από το 6.5%. Οι διακυμάνσεις αυτές εμφανίζονται τόσο στη διάρκεια ενός έτους (επομένως θα

μπορούσε να γίνει λόγος για εποχικότητα) όσο και διαχρονικά (σε αυτήν την περίπτωση θα μπορούσε να γίνει λόγος για κυκλικότητα του μεγέθους) με το ποσοστό στο τέλος της περιόδου 2000 - 2012 να καταλήγει στα ίδια επίπεδα με το ποσοστό στην αρχή της.

Πληθωρισμός

Ο πληθωρισμός στη Ρουμανία εμφανίζει σημαντική πτώση την περίοδο αναφοράς, με το μέγεθος να μειώνεται σε μεγάλο βαθμό από εξαιρετικά υψηλά ποσοστά. Συγκεκριμένα, στην αρχή της περιόδου αναφοράς το μέγεθος έχει τα υψηλότερα ποσοστά σε σχέση με τις υπόλοιπες χώρες που έχουν τεθεί υπό εξέταση ως τώρα. Το ποσοστό ξεκινάει από το 51% τον Απρίλιο του 2000 και εμφανίζει μονότονη καθοδική τάση μέχρι το τέλος της περιόδου αναφοράς όπου καταλήγει στο 3% το Δεκέμβριο του 2012.



Πηγή: Eurostat

Διάγραμμα 2.30

Εξέλιξη του ρυθμού του πληθωρισμού στη Ρουμανία από το 2000 έως το 2012

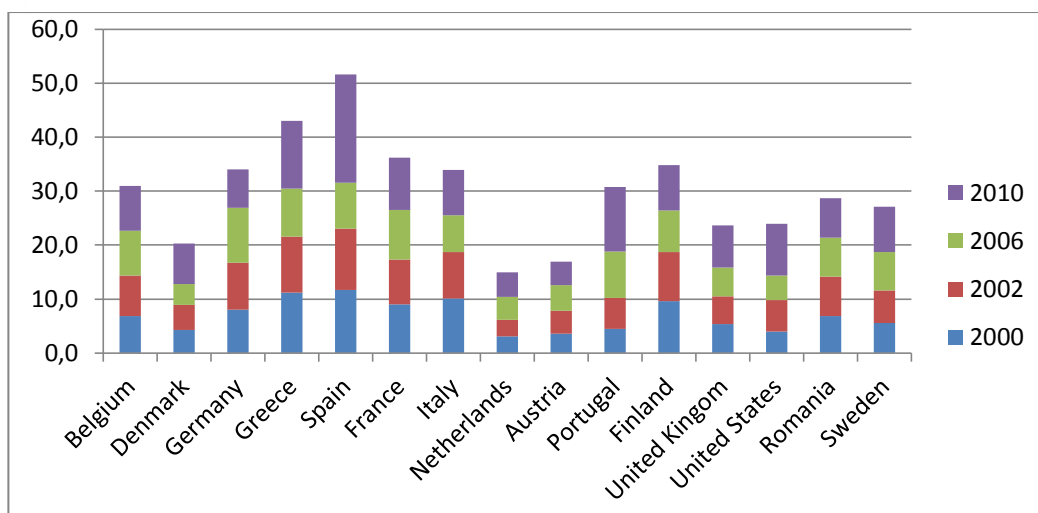
Συνολικά, τα συνεχώς πτωτικά ποσοστά εμφανίζονται στο Διάγραμμα 2.30. Η Ρουμανία είναι από τις χώρες στις οποίες παρατηρήθηκε έντονη αποκλιμάκωση του πληθωρισμού, προκειμένου να αντιμετωπιστούν προβλήματα της εγχώριας οικονομίας. Κάποια από αυτά είχαν ξεκινήσει ήδη από τις αρχές της δεκαετίας του 1990, (περίοδος με υψηλό πληθωρισμό επίσης) και ήταν το δημόσιο χρέος, το έλλειμμα στον προϋπολογισμό και το εμπορικό ισοζύγιο.¹¹

2.5 Συγκεντρωτική αποτίμηση

Τα μεγαλύτερα ποσοστά της ανεργίας εμφανίστηκαν στην Ισπανία και Ελλάδα τη συγκεκριμένη χρονική περίοδο. Η αύξηση της ανεργίας ήταν ιδιαίτερα έντονη την

¹¹ Δείτε περισσότερα : Emilia Herman, 2010 , "Inflation and Unemployment in the Romanian Economy"

περίοδο 2007 έως 2012. Τα μικρότερα ποσοστά από τις χώρες που επιλέχτηκαν συναντήθηκαν στην Ολλανδία και στην Αυστρία, όπου τα ποσοστά δε ξεπέρασαν στις δύο χώρες το 6%. Μέτρια - ενδιάμεσα ποσοστά ανεργίας κοντά στο 10%, εμφανίστηκαν σε χώρες όπως η Σουηδία (με έντονες βραχυχρόνιες διακυμάνσεις), αλλά και στις Ηνωμένες Πολιτείες Αμερικής και στο Ηνωμένο Βασίλειο, που η πορεία του μεγέθους παρουσίασε σε γενικές γραμμές κοινά χαρακτηριστικά.

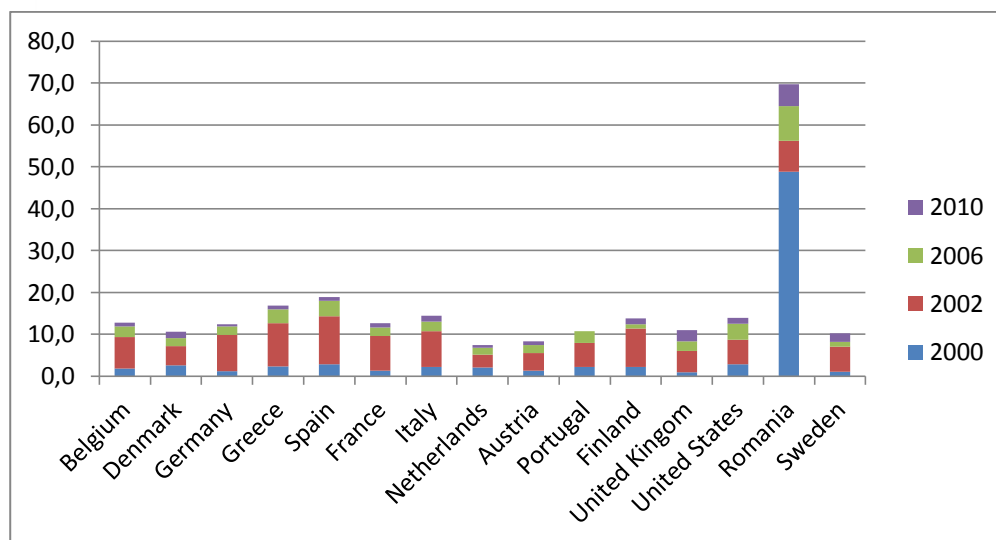


Διάγραμμα 2.31
Συγκεντρωτική αποτίμηση της ανεργίας τα έτη 2000 – 2002 – 2006 - 2010

Στο Διάγραμμα 2.31 απεικονίζονται αθροιστικά τα μέσα ετήσια ποσοστά της ανεργίας τα έτη 2000, 2002, 2006 και 2010, προκειμένου να γίνει μια σύγκριση μεταξύ των χωρών. Παρατηρείται πως στην Ισπανία και Ελλάδα το αθροιστικό ποσοστό της ανεργίας ξεπερνά το 50% και 40% αντίστοιχα, για τα συγκεκριμένα έτη. Ακολουθούν η Γαλλία, η Ιταλία, η Φιλανδία και η Γερμανία. Ενδιάμεσα αθροιστικά ποσοστά εμφανίζονται σε Σουηδία, Ηνωμένο Βασίλειο και Η.Π.Α με τα ποσοστά να μη ξεπερνούν το 30%. Τα χαμηλότερα ποσοστά σύμφωνα με το Διάγραμμα 2.29, συναντώνται σε Ολλανδία και Αυστρία.

Για το μέγεθος του πληθωρισμού, μακράν το μεγαλύτερο ποσοστό παρατηρήθηκε στη Ρουμανία, ιδιαίτερα στην αρχή της περιόδου 2000 έως 2012. Στη συνέχεια, πληθωριστικές πιέσεις οδήγησαν στη μείωση του μεγέθους για τα επόμενα χρόνια. Για τις υπόλοιπες χώρες, χαρακτηριστικό είναι πως μετά το 2007 σε Γερμανία, Γαλλία, Ιταλία και Βέλγιο, παρατηρήθηκαν κυκλικότητες στο μέγεθος, οι οποίες δε μπορούν να εμνηυτούν με βάση τα προηγούμενα δεδομένα. Αυτό το γεγονός προκαλεί μια μη κανονικότητα στην πορεία του μεγέθους, η οποία οφείλεται ίσως σε κάποια διαταραχή. Εκτός από αυτό, σημαντικά υψηλά ποσοστά πληθωρισμού - πέρα

από τη Ρουμανία - συνατώνται σε Ισπανία και Ελλάδα με το ποσοστό να κυμαίνεται στο 4-5 %. Τέλος, παρατηρήθηκε και το φαινόμενο του αρνητικού πληθωρισμού σε χώρες όπως η Πορτογαλία, η Ισπανία και οι ΗΠΑ αλλά και του μηδενικού πληθωρισμού (ή σχεδόν μηδενικού) σε χώρες όπως η Φιλανδία και η Αυστρία.



Διάγραμμα 2.32

Συγκεντρωτική αποτίμηση του πληθωρισμού τα έτη 2000 – 2002 – 2006 – 2010

Το Διάγραμμα 2.32 απεικονίζει αθροιστικά το μέσο ετήσιο πληθωρισμό για τα έτη 2000, 2002, 2006 και 2010. Σε αυτό ξεχωρίζει το αθροιστικό ποσοστό του πληθωρισμού στη Ρουμανία που αγγίζει το 70%, ενώ έπωνται τα ποσοστά της Ελλάδας και Ισπανίας τα οποία δε ξεπερνούν το 20%. Τα χαμηλότερα ποσοστά εμφανίζονται σε χώρες όπως η Ολλανδία και η Αυστρία.

2.6 Ανακεφαλαίωση

Στο κεφάλαιο αυτό, έγινε μια παρουσίαση των δεδομένων που θα χρησιμοποιηθούν στο εμπειρικό κομμάτι. Αρχικά παρουσιάστηκαν κάποιες βασικές έννοιες των χρονοσειρών που ήταν απαραίτητες για τη περιγραφή των μεγεθών της ανεργίας και του πληθωρισμού. Στη συνέχεια, έγινε ξεχωριστή αναφορά σε κάθε χώρα απεικονίζοντας τα μεγέθη σε timeplots.

Αυτό που είναι άξιο να αναφερθεί είναι πως οι κορυφαίες χώρες σε ανεργία την περίοδο αναφοράς ήταν η Ελλάδα, η Ισπανία, ενώ στο άλλο άκρο με τα μικρότερα ποσοστά βρίσκονταν η Αυστρία και η Ολλανδία. Στον πληθωρισμό μακράν το

μεγαλύτερο ποσοστό διαθέτει η Ρουμανία, το χαμηλότερο η Ολλανδία, ενώ ενδιάμεσα ποσοστά διαθέτουν χώρες όπως το Ηνωμένο Βασίλειο και οι Η.Π.Α.

Τέλος, τα συγκεντρωτικά ποσοστά, τα οποία προέκυψαν από τον υπολογισμό του μέσου ετήσιου ποσοστού της ανεργίας και του πληθωρισμού βρίσκονται διαθέσιμα στο τέλος του κεφαλαίου προκειμένου να γίνει η σύγκριση μεταξύ των διαφορετικών χωρών.

Επιλεγμένη Βιβλιογραφία

Ελληνική

- Γιάννης Κουζής, 2001, Μελέτες: «Εργασιακές σχέσεις και Ευρωπαϊκή Ενοποίηση»
- Γιάννης Κουζής, 2009, Ετήσια Έκθεση: « Οι Εργασιακές σχέσεις στην Ευρώπη και στην Ελλάδα»
- Σοφία Δημελή, 2002, Σύγχρονες Μέθοδοι Ανάλυσης Χρονολογικών σειρών, Εκδόσεις Κριτική
- Τράπεζα της Ελλάδος Ευρωσύστημα, 2012, Έκθεση του Διοικητή, 2^η Έκδοση Ίδρυμα Εκτύπωσης Τραπεζογραμματίων και Αξιών της Τράπεζας της Ελλάδος/ Αθήνα
- Διπλωματική εργασία, Τσουτσουλοπούλου Αθανασία, 2010, «Εμπειρική διερεύνηση σχέσης ανεργίας και πληθωρισμού σε επιλεγμένες χώρες»
- Διπλωματική Εργασία, Σταμάτης Σέλλας, 2008, « Ο προσδιορισμός του επιπέδου της Ανεργίας, του Πληθωρισμού και των Ονομαστικών μισθών. Μια εμπειρική μελέτη για την Ελλάδα, το Βέλγιο και τη Γαλλία»

Επιλεγμένη Αρθρογραφία

Ελληνική

- Θόδωρος Κατσανέβας, Ηλίας Λιβανός, 2011, «Η πορεία και τα αίτια της ανεργίας στην Ελλάδα.»
- Μελέτη της Fast Finance A.E.Π.Ε.Υ., Φεβρουάριος 2012, «Global Markets Review»

Ξένη

- Charles R. Bean, 1994, Journal of Economic Literature, “European Unemployment: A Survey”
- Stephen Nickell, Luca Nunziata and Wolfgang Ochel, 2005, The Economic Journal, “Unemployment in the OECD since the 1960s. What Do We Know?”

Ιστότοποι

- <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/eurostat/home/>
- <http://www.ilo.org/global/lang--en/index.htm>

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

Κεφάλαιο 3

Ανάλυση Χρονοσειρών

3.1 Εισαγωγή

Μια χρονολογική σειρά (time series) είναι ένα σύνολο παρατηρήσεων $y_1, y_2, y_3, \dots, y_T$, μιας μεταβλητής, οι οποίες έχουν ληφθεί σε ίσα χρονικά διαστήματα. Αν συμβολιστεί μια μεταβλητή με Y και δηλωθεί ο υποδείκτης t τη χρονική περίοδο που ελήφθη, τότε η ακολουθία των τιμών αυτών αποτελεί ένα δείγμα N παρατηρήσεων της χρονολογικής σειράς.

Απαραίτητη προϋπόθεση για τη μελέτη των χρονολογικών σειρών είναι η ύπαρξη δεδομένων. Υπάρχουν πολλά δεδομένα χρονολογικών σειρών τόσο στα οικονομικά και στις κοινωνικές επιστήμες, όσο και σε άλλους κλάδους της επιστήμης όπως στη φυσική, στη μηχανική στην ιατρική. Μερικά παραδείγματα είναι η σειρά των μηνιαίων πωλήσεων μιας επιχείρησης, η σειρά των τιμών ενός προϊόντος ανά τρίμηνο, ο αριθμός γεννήσεων ανά έτος κ.α.

Βασικό χαρακτηριστικό κάθε χρονολογικής σειράς είναι η εξάρτηση μεταξύ των διαδοχικών τιμών της. Η αλληλεξάρτηση που υπάρχει μεταξύ των παρατηρήσεων μιας σειράς είναι το αντικείμενο μελέτης και ανάλυσης του κλάδου των χρονολογικών σειρών. Η ανάλυση αυτή διακρίνεται σε κυρίως δύο μέρη. Το πρώτο περιλαμβάνει την ανάλυση των ιδιοτήτων της χρονολογικής σειράς, προκειμένου να προσδιοριστούν τα βασικά χαρακτηριστικά που διέπουν τη συμπεριφορά της. Το δεύτερο μέρος, πραγματεύεται κυρίως με τα υποδείγματα χρονολογικών σειρών (time series models). Η διαδικασία κατασκευής υποδειγμάτων χρονολογικών σειρών, αποτελεί μια προσπάθεια αναπαραγωγής της στοχαστικής διαδικασίας που πιθανόν να έχει δημιουργήσει τις δεδομένες παρατηρήσεις.

Στο κεφάλαιο αυτό, θα γίνει η παρουσίαση της θεωρίας των χρονοσειρών σύμφωνα με τα βήματα, που ακολουθεί η μεθοδολογία για την ανάλυση των μεγεθών της ανεργίας και του πληθωρισμού. Αρχικά, ερμηνεύεται η έννοια της στασιμότητας και στη συνέχεια, αναφέρονται βασικά χαρακτηριστικά που ερμηνεύουν μια χρονοσειρά όπως, η αυτοσυσχέτιση, η αυτοσυνδιακύμανση και η έννοια της στασιμότητας. Κατόπιν, παρουσιάζονται κάποια υποδείγματα χρονοσειρών, όπως τα αυτοπαλίνδρομα υποδείγματα, τα υποδείγματα κινητών μέσων και τα μεικτά

υποδείγματα. Τέλος, εξηγούνται τα VAR υποδείγματα και τα διάφορα εργαλεία που χρησιμοποιούνται για την εξαγωγή συμπερασμάτων, όπως οι έλεγχοι αιτιότητας κατά Granger και οι συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων.

3.2 Στασιμότητα

Μια χρονολογική σειρά ονομάζεται **στάσιμη (stationary process)** όταν οι στατιστικές ιδιότητες δεν επηρεάζονται από μια μεταβολή του χρόνου (Wayne Fuller, 1996). Η έννοια της στασιμότητας δεν αναφέρεται στις παρατηρήσεις αλλά στο μηχανισμό που τις παράγει. Με άλλα λόγια, η στασιμότητα εμφανίζεται, όταν διαχρονικά η στατιστική πληροφορία που προκύπτει από τον «μηχανισμό της χρονοσειράς», παραμένει σταθερή. Μαθηματικά, αν η χρονολογική σειρά είναι στάσιμη τότε για όλα τα t (ανεξαρτήτως του χρόνου δηλαδή) θα ισχύουν:

- $E(Y_t) = \mu$, δηλαδή η αναμενόμενη τιμή είναι σταθερή και ανεξάρτητη από το χρόνο t
- $V(Y_t) = \sigma^2$, δηλαδή η διακύμανση είναι σταθερή και ανεξάρτητη από το χρόνο t
- $Cov(Y_t, Y_{t+k}) = Cov(Y_{t+m}, Y_{t+m+k}) = \gamma_k$, δηλαδή η συνδιακύμανση εξαρτάται από τη χρονική απόσταση των παρατηρήσεων k

Ακριβέστερα, η στασιμότητα σύμφωνα με την οποία ικανοποιούνται οι παραπάνω συνθήκες ονομάζεται **δευτέρας τάξεως στασιμότητα (2nd order stationarity)**. Όταν ικανοποιούνται μόνο οι συνθήκες της μέσης τιμής και της διακύμανσης τότε ονομάζεται **αυστηρή στασιμότητα (1st order stationarity)**. Η σημασία της στασιμότητας έγκειται στο γεγονός πως, η μη ύπαρξή της δημιουργεί προβλήματα στην ανάλυση και στην αξιοπιστία των αποτελεσμάτων. Συνεπώς, επειδή η ανάλυση των μη στάσιμων χρονολογικών σειρών είναι δύσκολη, μια μη στάσιμη χρονολογική σειρά μετατρέπεται σε στάσιμη με κατάλληλες τεχνικές και έπειτα εφαρμόζονται οι μέθοδοι ανάλυσης των στάσιμων χρονολογικών σειρών που είναι πολύ απλούστερες.

Σημαντικά περιγραφικά μέτρα για τις χρονολογικές σειρές είναι η **αυτοσυνδιακύμανση (autocoVARiance)** και η **αυτοσυσχέτιση (autocorrelation)**, που είναι αντίστοιχα η συνδιακύμανση και η συσχέτιση για χρονολογικά δεδομένα. Ιδιαίτερο ενδιαφέρον έχει πως αυτά τα μεγέθη επηρεάζονται σε συνθήκες στασιμότητας δευτέρας τάξεως. Ειδικότερα, η αυτοσυνδιακύμανση εξαρτάται μόνο από το k , όπως αναφέρει η τρίτη συνθήκη, ενώ η αυτοσυσχέτιση σε συνθήκες δευτέρας τάξεως στασιμότητας γράφεται:

$$\rho_k = \frac{Cov(Y_t, Y_{t+k})}{\sqrt{Var(Y_t)}\sqrt{Var(Y_{t+k})}} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \quad (3.1)$$

Η αυτοσυσχέτιση επομένως, είναι ο λόγος της αυτοσυνδιακύμανσης η οποία εξαρτάται μόνο από τη χρονική απόσταση δύο παρατηρήσεων προς το γ_0 , το οποίο είναι η αυτοσυνδιακύμανση μηδενικής υστέρησης, δηλαδή $\gamma_0 = Cov(y_t, y_t)$. Να διευκρινιστεί, πως η σχέση 3.1 αναφέρεται σε θεωρητικές τιμές των αυτοσυνδιακυμάνσεων και των συντελεστών αυτοσυσχέτισης της στοχαστικής διαδικασίας Y_t . Για ένα πεπερασμένο δείγμα, $y_1, y_2, y_3, \dots, y_N$ μεγέθους N , ορίζεται η **συνάρτηση αυτοσυνδιακύμανσης (autocorrelation function)** και η **συνάρτηση αυτοσυσχέτισης (autocoVARiance function)** του δείγματος όπου αντίστοιχα είναι:

$$\hat{\gamma}_k = \frac{1}{N} \sum_{t=k+1}^N (y_t - \bar{y})(y_{t+k} - \bar{y}) \quad (3.2)$$

$$\hat{\rho}_k = \frac{\sum_{t=k+1}^N (y_t - \bar{y})(y_{t+k} - \bar{y})}{\sum_{t=k+1}^N (y_t - \bar{y})^2} \quad (3.3)$$

Εκτός από τη συνάρτηση αυτοσυσχέτισης και αυτοσυνδιακύμανσης, μια άλλη συνάρτηση που χρησιμοποιείται στη μελέτη των χαρακτηριστικών μιας χρονολογικής σειράς είναι η συνάρτηση μερικής αυτοσυσχέτισης. Ο συντελεστής μερικής αυτοσυσχέτισης, $\rho_{xy:z_1, \dots, z_N}$, μετρά τη συσχέτιση μεταξύ δύο μεταβλητών x και y όταν έχει αφαιρεθεί η επίδραση που ασκούν άλλες μεταβλητές έστω z_1, \dots, z_N πάνω σε αυτές. Για μία χρονοσειρά Y_t , ορίζεται ως **μερική συνάρτηση αυτοσυσχέτισης k τάξης μεταξύ παρατηρήσεων Y_t και Y_{t+k}** , η συνάρτηση:

$$\rho_{kk} = Corr(Y_t, Y_{t+k} / Y_t, Y_{t+1}, Y_{t+2}, \dots, Y_{t+k-1} \text{ σταθερά}) \quad (3.4)$$

Για τη στασιμότητα μιας χρονοσειράς, σημαντικές πληροφορίες μπορούν να αντληθούν από το **διάγραμμα της συνάρτησης αυτοσυσχέτισης (correlogram)**. Ειδικότερα, όταν μια χρονολογική σειρά είναι στάσιμη τότε οι διαδοχικοί συντελεστές αυτοσυσχέτισης φθίνουν σχετικά γρήγορα προς το 0 καθώς ο αριθμός των k μεγαλώνει, ενώ δε συμβαίνει το ίδιο στις μη στάσιμες χρονοσειρές. Πέραν όμως της πορείας των τιμών ρ_k της συνάρτησης αυτοσυσχέτισης, ενδιαφέρον

παρουσιάζει στην ανάλυση για ποιά εύρος τιμών οι συντελεστές ρ_k δε διαφέρουν στατιστικά σημαντικά από το 0. Ο στατιστικός έλεγχος σημαντικότητας των συντελεστών αυτοσυσχέτισης γίνεται χρησιμοποιώντας το στατιστικό t-test. Σύμφωνα με τον Barlett (1946), αν μια σειρά έχει προέλθει από στοχαστική διαδικασία, οι δειγματικοί συντελεστές αυτοσυσχέτισης ρ_k κατανέμονται περίπου κανονικά με μέσο το μηδέν και διακύμανση $1/N$, όπου N το μέγεθος του δείγματος. Επομένως ύστερα από τυποποίηση, προκύπτει η κατανομή t και οι δύο υποθέσεις γράφονται:

H_0 : $\rho_k = 0$, έναντι της εναλλακτικής,

H_1 : $\rho_k \neq 0$

Για την πραγματοποίηση του ελέγχου, συγκρίνεται η παρατηρούμενη τιμή της στατιστικής συνάρτησης $t = \frac{\hat{\rho}_k}{\sqrt{1/N}} = \sqrt{N}\hat{\rho}_k$ με την κριτική τιμή των πινάκων σε δεδομένο επίπεδο σημαντικότητας α . Ο έλεγχος Barlett αφορά τον έλεγχο μεμονωμένα καθενός συντελεστή αυτοσυσχέτισης. Για να γίνει ο έλεγχος για την υπόθεση από κοινού, δηλαδή αν ένας αριθμός συντελεστών διαφέρει ή όχι από το 0 χρησιμοποιείται το στατιστικό Q που εισήγαγαν οι Box και Pierce (1970). Συνεπώς, για τον έλεγχο της αρχικής υπόθεσης έναντι της εναλλακτικής προκύπτει:

H_0 : $\rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_k$, έναντι της

H_1 : τουλάχιστον ένας συντελεστής αυτοσυσχέτισης διάφορος του μηδενός

Για την πραγματοποίηση του ελέγχου χρησιμοποιείται η στατιστική συνάρτηση

$Q = N \sum_{j=1}^k \hat{\rho}_j^2$ όπου ακολουθεί χ^2 κατανομή με k βαθμούς ελευθερίας και συγκρίνεται

με την κριτική τιμή σε επίπεδο σημαντικότητας α . Βέβαια, ο έλεγχος των Box και Pierce έχει υποστεί διάφορες τροποποιήσεις από την αρχική διατύπωσή του. Ειδικότερα, αυτός που χρησιμοποιείται κυρίως για να ελεγχθεί η προσαρμοστικότητα (fitting) ενός υποδείγματος, με το αν τελικώς τα κατάλοιπα αυτοσυσχετίζονται ή όχι, είναι ο έλεγχος Ljung και Box (1978) σύμφωνα με τους οποίους, το κριτήριο Q

γράφεται ως $Q = N(N+2) \sum_{j=1}^k \frac{\rho_j^2(\hat{e})}{N-j}$ με το $\rho_j(\hat{e})$ να είναι οι συναρτήσεις

αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων του υποδείγματος και N το μέγεθος του δείγματος. Το στατιστικό Q ακολουθεί χ^2 κατανομή με βαθμούς ελευθερίας τον αριθμό των

αυτοσυσχετίσεων. Τα κριτήρια Ljung - Box και Box -Pierce εφαρμόζονται επίσης και για ελέγχους μερικών αυτοσυσχετίσεων.

3.3 Υποδείγματα χρονολογικών σειρών

Υπάρχουν τρία βασικά υποδείγματα χρονολογικών σειρών:

- 1) Τα αυτοπαλίνδρομα υποδείγματα (autoregressive models)
- 2) Τα υποδείγματα κινητών μέσων (moving average models)
- 3) Τα μεικτά υποδείγματα (mixed models) ή ARMA υποδείγματα, τα οποία είναι ο συνδυασμός των δύο παραπάνω υποδειγμάτων

➤ Τα αυτοπαλίνδρομα υποδείγματα

Ένα αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα (p) τάξης ή AR(p) διατυπώνεται ως:

$$\text{AR}(p): Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + a_2 Y_{t-2} + \dots + a_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.5)$$

όπου οι παράμετροι a_0, a_1, \dots, a_p είναι σταθερές και ε_t μετρά τα τυχαία σφάλματα τα οποία θεωρούνται λευκός θόρυβος, δηλαδή ανεξάρτητες τυχαίες μεταβλητές με μέσο 0 και σταθερή διακύμανση. Πρόκειται για ένα υπόδειγμα παλινδρόμησης, όπου η εξαρτημένη μεταβλητή Y_t δεν παλινδρομείται σε ανεξάρτητες μεταβλητές, αλλά στις προηγούμενες τιμές της ίδιας μεταβλητής Y_t , γι' αυτό και ονομάζεται αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα. Πολλές φορές, το AR(p) υπόδειγμα μπορεί να πάρει διαφορετική μορφή αν χρησιμοποιηθεί ο τελεστής υστέρησης L (lag operator). Το γράμμα L μετατοπίζει προς τα πίσω χρονικά τη μεταβλητή που πολλαπλασιάζει, δηλαδή ισχύει $LY_t = Y_{t-1}$. Επομένως, η γενική μορφή ενός αυτοπαλίνδρομου υποδείγματος αλλάζει και μπορεί να γραφτεί και ως εξής:

$$\text{AR}(p): (1 - a_1 L - \dots - a_p L^p) Y_t = \varepsilon_t \quad (3.6)$$

όπου $a_0=0$ και η ποσότητα $(1 - a_1 L - \dots - a_p L^p)$ ορίζεται ως το πολυώνυμο $A(L)$ από το οποίο προκύπτουν οι συνθήκες για στασιμότητα. Συγκεκριμένα, όταν οι ρίζες του πολυωνύμου $A(L)$ κείνται εκτός του μοναδιαίου κύκλου, τότε το αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα p-τάξης AR(p), είναι στάσιμο. Όσον αφορά τους συντελεστές αυτοσυσχετίσης στα AR(p), φθίνουν γεωμετρικά, αλλά ποτέ δε μηδενίζονται σε αντίθεση με τους συντελεστές μερικής αυτοσυσχετίσης, οι οποίοι λαμβάνουν μηδενική τιμή μετά την τάξη p του υποδείγματος. Για την καλύτερη κατανόηση των

αυτοπαλίνδρομων υποδειγμάτων, θα παρουσιαστούν τα αυτοπαλίνδρομα υποδείγματα των δύο πρώτων τάξεων AR(1) και AR(2) για $p=1$ και $p=2$ αντίστοιχα. Συγκεκριμένα, τα AR(1) και το AR(2) υποδείγματα έχουν τη μορφή:

$$\text{AR}(1): Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.7)$$

$$\text{AR}(2): Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + a_2 Y_{t-2} + \varepsilon_t \quad (3.8)$$

όπου το AR(1) είναι στάσιμο όταν $|a_1| < 1$, ενώ το AR(2) όταν $a_1 + a_2 < 1$, $a_2 - a_1 < 1$ και $|a_2| < 1$.

➤ Τα υποδείγματα κινητών μέσων

Η γενική μορφή ενός υποδείγματος κινητών μέσων είναι η εξής:

$$\text{MA}(q): Y_t = \mu + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (3.9)$$

όπου μ είναι ο μέσος όρος, τα θ είναι σταθεροί παράμετροι και ε_t είναι λευκός θόρυβος. Στο υπόδειγμα αυτό γίνεται η υπόθεση, 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). Τα υποδείγματα κινητών μέσων είναι πάντα στάσιμα, αφού ικανοποιούνται οι συνθήκες στασιμότητας, δηλαδή η μέση τιμή και η διακύμανση είναι σταθερές και η αυτοσυνδιακύμανση εξαρτάται μόνο από τη χρονική απόσταση των παρατηρήσεων. Συχνά χρειάζεται μια MA(q) διαδικασία κινητών μέσων να εκφράζεται σε αυτοπαλινδρομική μορφή. Για να γίνει αυτό πρέπει να ικανοποιείται η ιδιότητα της αντιστρεψιμότητας. Η ιδιότητα της αντιστρεψιμότητας αφορά τη δυνατότητα ενός υποδείγματος κινητών μέσων πεπερασμένης τάξης να μετατρέπεται σε ένα υπόδειγμα αυτοπαλίνδρομο απείρου τάξης AR (∞). Προϋπόθεση της αντιστρεψιμότητας είναι η στασιμότητα σε ένα υπόδειγμα. Οι συνθήκες αντιστρεψιμότητας για τα υποδείγματα κινητών μέσων τάξης q μπορούν να οριστούν αφού γραφεί η αρχική εξίσωση ως συνάρτηση του τελεστή υστέρησης L . Με βάση τον τελεστή υστέρησης που χρησιμοποιήθηκε και στα αυτοπαλίνδρομα υποδείγματα, το υπόδειγμα κινητών μέσων q τάξης μπορεί να πάρει εναλλακτικά αυτήν τη μορφή:

$$\text{MA}(q): Y_t = \mu + (1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots - \theta_q L^q) \varepsilon_t \rightarrow Y_t - \mu = \Theta(L) \varepsilon_t \quad (3.10)$$

όπου το πολυώνυμο $(1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots - \theta_q L^q)$ είναι το $\Theta(L)$. Για να ικανοποιείται η αντιστρεψιμότητα θα πρέπει οι ρίζες του πολυωνύμου $\Theta(L)$ να είναι όλες μέσα στο μοναδιαίο κύκλο ή όλες να βρίσκονται εκτός αυτού. Όσον αφορά τη συνάρτηση αυτοσυσχέτισης στα υποδείγματα κινητών μέσων τάξης q γίνεται 0 μετά από q υστερήσεις σε αντίθεση με ότι συμβαίνει στα αυτοπαλίνδρομα υποδείγματα στα οποία η θεωρητική συνάρτηση φθίνει αλλά δε μηδενίζεται ποτέ.

Τέλος, εκτός από το γενικό υπόδειγμα q τάξης ιδιαίτερο ενδιαφέρον παρουσιάζουν και τα υποδείγματα για $q=1$ και $q=2$. Αντικαθιστώντας στο γενικό τύπο προκύπτει:

$$MA(1): Y_t = \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1}, \text{ για } q=1 \quad (3.11)$$

$$MA(2): Y_t = \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2}, \text{ για } q=2 \quad (3.12)$$

Τα παραπάνω υποδείγματα είναι και τα δύο στάσιμα ως υποδείγματα κινητών μέσων και το υπόδειγμα κινητού μέσου πρώτης τάξης $MA(1)$ είναι αντιστρέψιμο, δηλαδή μετατρέπεται σε αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα απείρου τάξης όταν $|\theta| < 1$. Το υπόδειγμα κινητών μέσων δεύτερης τάξης είναι αντιστρέψιμο όταν ισχύουν $\theta_1 + \theta_2 < 1$, $\theta_2 - \theta_1 < 1$, $|\theta_2| < 1$.

➤ Μεικτά υποδείγματα

Τα αυτοπαλίνδρομα τα κινητών μέσων υποδείγματα έχουν συγκεκριμένα χαρακτηριστικά τα οποία προσδιορίζονται εξετάζοντας τις συναρτήσεις αυτοσυνδιακύμανσης, αυτοσυσχέτισης και μερικής αυτοσυσχέτισης του δείγματος που αντλείται από τη χρονολογική σειρά. Εντούτοις, υπάρχουν πολλές περιπτώσεις που τα χαρακτηριστικά αυτά δεν εμπίπτουν ούτε στην κατηγορία των αυτοπαλίνδρομων υποδειγμάτων αλλά ούτε και σε αυτά της μορφής των κινητών μέσων. Κατά συνέπεια, αν τα δεδομένα μιας χρονολογικής σειράς έχουν συναρτήσεις αυτοσυσχέτισης ή μερικής αυτοσυσχέτισης που δε φαίνονται να μηδενίζονται μετά από κάποιο σημείο, αλλά φθίνουν και οι δύο με αργό ρυθμό, τότε τα στοιχεία αυτά αποτελούν χαρακτηριστικά των AR και των MA . Σε αυτές τις περιπτώσεις κατασκευάζονται **μεικτά υποδείγματα ARMA**. Η γενική μορφή ενός $ARMA(p, q)$ υποδείγματος ορίζεται ως:

$$Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + a_2 Y_{t-2} + \dots + a_p Y_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (3.13)$$

ή πιο σύντομα χρησιμοποιώντας τα πολυώνυμα των τελεστών υστέρησης:

$$A(L)Y_t = a_0 + \Theta(L)\varepsilon_t \quad (3.14)$$

όπου

$$\Theta(L) = (1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots - \theta_q L^q)$$

$$A(L) = (1 - a_1 L - \dots - a_p L^p)$$

Είναι προφανές ότι οι ιδιότητες των ARMA υποδειγμάτων είναι ένας συγκερασμός των ιδιοτήτων των AR και MA υποδειγμάτων. Κατά συνέπεια, για να προσδιοριστεί αν μια χρονολογική σειρά ARMA μορφής είναι στάσιμη, αρκεί να ικανοποιούνται οι συνθήκες στασιμότητας του AR μέρους της σειράς. Αντίστοιχα, η αντιστρεψιμότητα ενός ARMA υποδείγματος προσδιορίζεται μόνο από το MA μέρος της σειράς. Επομένως, με βάση την πολυωνυμική μορφή, ένα ARMA υπόδειγμα θα είναι στάσιμο αν οι ρίζες του πολυωνύμου $A(L)=0$ είναι όλες μεγαλύτερες της μονάδας σε απόλυτες τιμές (ή αλλιώς έξω από το μοναδιαίο κύκλο) και αντιστρέψιμο, αν οι ρίζες του πολυωνύμου $\Theta(L)=0$ είναι όλες μεγαλύτερες της μονάδας σε απόλυτες τιμές (Δημελή, 2002). Όσον αφορά το συντελεστή αυτοσυσχέτισης αλλά και το μερικό συντελεστή αυτοσυσχέτισης για τα ARMA(p,q), χαρακτηριστικό τους είναι ότι φθίνουν γεωμετρικά από την q υστέρηση.

Πίνακας 3.1

Χαρακτηριστικά ARMA(p,q) υποδειγμάτων

Υπόδειγμα	Στασιμότητα	Αντιστρεψιμότητα	Αυτοσυσχετίσεις
<ul style="list-style-type: none"> • AR(p) • MA(q) • ARMA (p,q) 	<ul style="list-style-type: none"> • Ρίζες του πολυωνύμου A(L) εκτός του μοναδιαίου κύκλου • Πάντα στάσιμο • Ρίζες του A(L) εκτός του μοναδιαίου κύκλου 	<ul style="list-style-type: none"> • Προϋπόθεση η στασιμότητα • Ρίζες $\Theta(L)$ εκτός μοναδιαίου κύκλου • Ρίζες $\Theta(L)$ εκτός μοναδιαίου κύκλου 	<ul style="list-style-type: none"> • φθίνουν προς το 0 • 0 μετά τη q υστέρηση • φθίνει από την q υστέρηση

Πηγή: Δημελή (2002)

3.4 Έλεγχοι στασιμότητας

Τα στατιστικά κριτήρια για τον έλεγχο της στασιμότητας διακρίνονται σε τρεις κατηγορίες. Η πρώτη είναι περιγραφική και αφορά την **επισκόπηση των συναρτήσεων αυτοσυσχέτισης (correlograms)**, η δεύτερη περιλαμβάνει τους ελέγχους “**Durbin-Watson**” και η τρίτη τους ελέγχους με τη γενική ονομασία “**Dicky-Fuller tests**” ή **ελέγχους μοναδιαίας ρίζας (unit root tests)**.

➤ Συνάρτηση αυτοσυσχέτισης

Η πρώτη μέθοδος εξέτασης της στασιμότητας πηγάζει από την ανάλυση των χρονολογικών σειρών και ειδικότερα από τη συνάρτηση αυτοσυσχέτισης όπως αυτή, ορίστηκε στην ενότητα 3.2. Το πρότυπο που εμφανίζει η συνάρτηση αυτή μπορεί να εξεταστεί σε διάγραμμα (γνωστό ως correlogram) για να αποφασιστεί αν η σειρά είναι στάσιμη. Επομένως, εξετάζονται οπτικά οι αυτοσυσχετίσεις των χρονολογικών σειρών και αν αυτές φθίνουν γρήγορα προς το μηδέν, τότε η σειρά θεωρείται στάσιμη. Στην αντίθετη περίπτωση, λαμβάνονται οι διαφορές πρώτων τιμών της σειράς και έπειτα εξετάζονται οι αυτοσυσχετίσεις των πρώτων ή μεγαλύτερης τάξης διαφορών της σειράς μέχρι την επίτευξη της στασιμότητας. Το μειονέκτημα του ελέγχου αυτού είναι, πως είναι περιγραφικός και θεωρείται μάλλον υποκειμενικός και ανακριβής κυρίως στις περιπτώσεις που η χρονολογική σειρά πλησιάζει να είναι μη στάσιμη. Είναι ανάγκη επομένως, να χρησιμοποιηθούν τα στατιστικά κριτήρια ελέγχου στασιμότητας όπως παρουσιάζονται στη συνέχεια.

➤ Έλεγχος Durbin – Watson

Σύμφωνα με τους Sargan και Bhargava(1983) ο έλεγχος αφορά την αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων στην εξίσωση παλινδρόμησης μιας σειράς Y_t πάνω σε μια σταθερά:

$$Y_t = a + u_t \quad (3.15)$$

Όπου τα u_t είναι τυχαία διαδρομή $u_t = u_{t-1} + \varepsilon_t$ και το ε_t είναι λευκός θόρυβος. Επειδή το υπόδειγμα της τυχαίας διαδρομής δεν είναι στάσιμο (δεν έχει σταθερή διακύμανση), τότε και η διαδικασία Y_t δεν είναι στάσιμη. Αν ληφθούν όμως, οι πρώτες διαφορές του Y_t τότε η διαδικασία είναι στάσιμη καθώς γίνεται λευκός θόρυβος αφού:

$$\Delta Y_t = \Delta a + \Delta u_t = u_t - u_{t-1} = \varepsilon_t .$$

Το στατιστικό του ελέγχου Durbin Watson δίνεται από τη σχέση:

$$\frac{\sum (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum \hat{u}_t^2} \quad (3.16)$$

Όπου το \hat{u}_t είναι τα εκτιμούμενα κατάλοιπα της εξίσωσης παλινδρόμησης. Ο αριθμητής αποτελεί το άθροισμα των τετραγώνων των μεταβολών των εκτιμούμενων καταλοίπων u , οι οποίες είναι στάσιμες γιατί είναι λευκός θόρυβος αντίθετα, ο παρονομαστής είναι το άθροισμα των τετραγώνων των u που είναι μη στάσιμα. Η υπόθεση ότι το υπόδειγμα Y_t είναι στάσιμο γίνεται δεκτή αν οι τιμές του στατιστικού Durbin Watson είναι κοντά στο 0. Το κριτήριο αυτό είναι γνωστό ως CRDW (cointegrating regression Durbin Watson) και πίνακες με τις σχετικές κριτικές τιμές παρέχονται από τους Sargan και Bhargava (1983). Αν η τιμή του στατιστικού Durbin Watson υπερβαίνει την κριτική τιμή των πινάκων, τότε συνεπάγεται το συμπέρασμα ότι η μεταβλητή Y_t είναι στάσιμη.

➤ Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας (ή Dicky - Fuller)

Για τον έλεγχο μοναδιαίας ρίζας σε ένα AR(1) υπόδειγμα οι Dickey και Fuller (1979) εξετάζουν τις εξής τρεις διαφορετικές παλινδρομήσεις:

$$y_t = \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.17)$$

$$y_t = \delta + \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.18)$$

$$y_t = \delta + \gamma t + \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.19)$$

Όπου τα κατάλοιπα ε_t πληρούν τις ιδιότητες του λευκού θορύβου. Οι τρεις εξισώσεις διαφέρουν μεταξύ τους ως προς τη σταθερά δ και την ύπαρξη χρονικής τάσης γt . Στις τρεις περιπτώσεις αυτό που έχει ιδιαίτερο ενδιαφέρον είναι ο έλεγχος της τιμής της σταθεράς α που πολλαπλασιάζει την Y_t . Για $\alpha=1$ το πρώτο υπόδειγμα γίνεται τυχαία διαδρομή, αφού θα γράφεται ως η προηγούμενη παρατήρηση συν τον λευκό θόρυβο, το δεύτερο θα είναι τυχαία διαδρομή με σταθερά, ενώ το τρίτο θα είναι τυχαία διαδρομή με σταθερά και τάση. Για $\alpha \neq 1$ κανένα υπόδειγμα δε θα είναι στάσιμο και γ'αυτόν το λόγο λαμβάνονται οι πρώτες διαφορές σε κάθε περίπτωση ξεχωριστά:

Περίπτωση A: Έλεγχος τυχαίας διαδρομής έναντι στάσιμης

Με βάση την εξίσωση (3.17), οι δύο υποθέσεις που εξετάζονται σε αυτήν την περίπτωση είναι οι εξής:

$H_0: \alpha=1$, έναντι της εναλλακτικής

$H_1: \alpha < 1$

Απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης δηλώνει ότι η σειρά Y_t είναι στάσιμη. Αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης δηλώνει την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας ($\alpha=1$), δηλαδή ότι η σειρά Y_t αποτελεί τυχαία διαδρομή. Ο έλεγχος που γίνεται στη συγκεκριμένη περίπτωση είναι ένα t - test. Βέβαια ο έλεγχος μπορεί να πάρει και άλλη μορφή αν ληφθούν υπόψιν οι πρώτες διαφορές. Συγκεκριμένα, η εξίσωση 3.17 θα γίνει:

$$y_t - y_{t-1} = \alpha y_{t-1} - y_{t-1} + \varepsilon_t \Rightarrow \Delta y_t = (\alpha - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t$$

ή αλλιώς

$$\Delta y_t = \beta y_{t-1} + \varepsilon_t, \beta = \alpha - 1 \text{ υπό τον περιορισμό } -2 \leq \beta \leq 0$$

Σύμφωνα με το μοντέλο των πρώτων διαφορών η μηδενική υπόθεση αλλάζει και γίνεται:

$H_0: \alpha=1$ ή

$H_0: \beta=0$

Αν από το στατιστικό έλεγχο της υπόθεσης H_0 γίνει δεκτό ότι το β είναι μηδέν τότε προκύπτει ότι η μεταβλητή Y_t είναι τυχαία διαδρομή. Αν το β είναι αρνητικό αυτό συνεπάγεται α μικρότερο του 1 οπότε η μεταβλητή y είναι στάσιμη. Ο έλεγχος της παραπάνω υπόθεσης γίνεται με τη βοήθεια των πινάκων της κατανομής που κατασκεύασαν οι Dickey - Fuller(1979,1981). Ειδικότερα, η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται όταν η στατιστική τιμή του κριτηρίου t είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή του πίνακα Fuller. Το στατιστικό κριτήριο t που χρησιμοποιείται είναι το

$$t = \frac{\hat{\beta}}{s.e(\hat{\beta})}$$

Περίπτωση Β: Έλεγχος τυχαίας διαδρομής με σταθερά έναντι στάσιμης

Στην περίπτωση της εξίσωσης (3.18) τα δεδομένα μπορεί να ελεγχθούν χρησιμοποιώντας την εξίσωση:

$$\Delta y_t = \delta + \beta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Η μηδενική υπόθεση προκύπτει με αντίστοιχο τρόπο όπως και πριν, δηλαδή $H_0: \beta=0$ και αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης δηλώνει ότι η μεταβλητή είναι τυχαία διαδρομή με σταθερά ενώ απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης σημαίνει ότι η χρονολογική σειρά y_t είναι στάσιμη. Ο έλεγχος της υπόθεσης γίνεται χρησιμοποιώντας τον πίνακα Dickey- Fuller και απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση όταν η παρατηρούμενη τιμή από το κριτήριο t είναι κατά απόλυτη τιμή μεγαλύτερη από την κριτική τιμή που υπάρχει στον πίνακα Fuller.

Περίπτωση Γ: Έλεγχος στασιμότητας στις διαφορές έναντι στασιμότητας τάσης

Σε αυτήν την περίπτωση χρησιμοποιείται η εξίσωση (3.19) μετασχηματισμένη:

$$\Delta y_t = \delta + \gamma t + \beta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Η διαφορά είναι η προσθήκη της τάσης t . Η παρουσία της τάσης στην εξίσωση επιτρέπει τον έλεγχο της υπόθεσης μηδέν δεν επιτρέπει την ύπαρξη στασιμότητας. Για την εξάλειψή της η μηδενική υπόθεση έναντι της εναλλακτικής γράφεται ως εξής:

$$H_0: \beta=0=\gamma=0$$

$$H_1: \beta < 0 \text{ και } \gamma < 0$$

Αν η υπόθεση μηδέν αληθεύει προκύπτει το υπόδειγμα σταθεράς δ συν το λευκό θόρυβο, που κατ'επέκταση σημαίνει στάσιμη διαδικασία. Απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης σημαίνει μη στάσιμη διαδικασία. Για την πραγματοποίηση του ελέγχου, απαιτείται χρησιμοποίηση του στατιστικού κριτηρίου F . Αυτό δίνεται από τον τύπο:

$$F = (T - K) \frac{(SSR^R - SSR^{UR})}{qSSR^{UR}}$$

Αυτό συγκρίνει το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων της εξίσωσης υπό τους περιορισμούς της H_0 (restricted SSR) με το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων χωρίς τους περιορισμούς της H_0 (unrestricted SSR). Το T είναι ο

αριθμός των παρατηρήσεων, το K ο αριθμός των εκτιμώμενων παραμέτρων και το q ο αριθμός των περιορισμών υπό τη μηδενική υπόθεση. Για τον έλεγχο της H_0 , συγκρίνεται η παρατηρούμενη τιμή της F με τις κριτικές τιμές του πίνακα των Dickey και Fuller οι οποίες συμβολίζονται με το ελληνικό γράμμα Φ .

Οι προηγούμενες τρεις περιπτώσεις αναφέρονταν στην περίπτωση για το AR(1). Για τον έλεγχο της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας οι Dickey και Fuller γενίκευσαν τα συμπεράσματά τους σε μια AR(p) διαδικασία. Ο έλεγχος σε αυτήν την περίπτωση ονομάστηκε **επαυξημένος έλεγχος Dickey Fuller (Augmented Dickey Fuller test)**. Έστω το υπόδειγμα AR(p):

$$y_t = \delta_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \dots + \alpha_{p-1} y_{t-p+1} + \alpha_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.20)$$

Αν στο υπόδειγμα προστεθεί και αφαιρεθεί πρώτα ο όρος $\alpha_p y_{t-p+1}$, μετά ο $(\alpha_{p-1} + \alpha_p) y_{t-p+2}$ και συνεχιστεί η διαδικασία αναδρομικά τότε η στασιμότητα θα ελέγχεται από την εξίσωση με τη μορφή:

$$\Delta y_t = \delta_0 + \beta y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \delta_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \delta_{p-1} \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.21)$$

όπου

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

Η εξίσωση 3.21 είναι ίδια με την εξίσωση 3.18 με τη διαφορά ότι περιλαμβάνει όλες τις διαφορές $\Delta y_{t,j}$. Για να γίνει ο έλεγχος της μοναδιαίας ρίζας οι υποθέσεις που προκύπτουν είναι:

$$H_0: \beta = 0$$

$$H_1: \beta < 0$$

Η υπόθεση μηδέν ελέγχεται και πάλι με το στατιστικό $t = \frac{\hat{\beta}}{s.e(\hat{\beta})}$ χρησιμοποιώντας τις

κριτικές τιμές των Dickey Fuller. Ο έλεγχος είναι ο ίδιος με τον απλό έλεγχο Dickey Fuller και διαφέρει μόνο η εξίσωση παλινδρόμησης η οποία έχει επαυξηθεί με τα Δy_t .

3.5 Δυναμικά αυτοπαλίνδρομα υποδείγματα (Vector Autoregressions)

Τα αυτοπαλίνδρομα υποδείγματα AR(p) τα οποία έχουν περιγραφεί μέχρι τώρα είναι μονομεταβλητά υποδείγματα. Ο Sims (1980) ήταν ο πρώτος που εισήγαγε στην έρευνά του δυναμικά αυτοπαλίνδρομα υποδείγματα γνωστά και ως **VAR υποδείγματα** τα οποία είναι χρήσιμα για τρεις εφαρμογές κυρίως:

- 1) Για τη χρήση τους στους ελέγχους αιτιότητας
- 2) Για τη διάσπαση της διακύμανσής τους
- 3) Για τον υπολογισμό των συναρτήσεων αντιδράσεων

Τα δυναμικά αυτοπαλίνδρομα υποδείγματα αποτελούν ένα σύστημα διαρθρωτικών εξισώσεων, στο οποίο δεν υπάρχουν εξωγενείς μεταβλητές αλλά μόνο ενδογενείς με χρονική υστέρηση. Σε αυτό το σύστημα, μπορούν να υπάρξουν k διαφορετικές μεταβλητές, πράγμα που σημαίνει ένα διάνυσμα στήλης διαστάσεων kx1. Το διάνυσμα αυτό είναι συνάρτηση εξού και ο όρος αυτοπαλίνδρομο διάνυσμα. Για k=2 για παράδειγμα ένα VAR υπόδειγμα δεύτερης τάξης απεικονίζεται με την εξής μορφή:

$$X_t = a_{10} + a_{11}X_{t-2} + \beta_{11}M_{t-1} + \beta_{12}M_{t-2} + e_{t1} \quad (3.22)$$

$$M_t = a_{20} + a_{21}X_{t-1} + a_{22}X_{t-2} + \beta_{21}M_{t-1} + \beta_{22}M_{t-2} + e_{t2} \quad (3.23)$$

Το παραπάνω σύστημα ονομάζεται **VAR σε standard μορφή** και δίνει τη δυνατότητα να εφαρμοστεί η μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων. Σε κάθε ενδογενή μεταβλητή έχουν θεωρηθεί δύο υστερήσεις. Σε διανυσματική μορφή μπορεί να γραφεί ακολούθως:

$$\begin{bmatrix} X_t \\ M_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & \beta_{11} \\ \alpha_{21} & \beta_{21} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{t-1} \\ M_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{12} & \beta_{12} \\ \alpha_{22} & \beta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{t-2} \\ M_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{t1} \\ e_{t2} \end{bmatrix} \quad (3.24)$$

Ή αλλιώς,

$$Y_t = \delta + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + e_t \quad (3.25)$$

Όπου το Y_t είναι το διάνυσμα των ενδογενών μεταβλητών, το δ είναι το διάνυσμα σταθερών όρων, τα A_1 και A_2 είναι οι πίνακες των συντελεστών των ενδογενών μεταβλητών χρονικής υστέρησης και το e_t είναι το διάνυσμα των καταλοίπων. Η

εξίσωση (3.25) είναι ένα AR(2) υπόδειγμα στο διμεταβλητό διάνυσμα Y_t , γι' αυτό και ονομάζεται όπως αναφέρθηκε νωρίτερα αυτοπαλινδρομικό διάνυσμα. Το υπόδειγμα αυτό μπορεί εύκολα να γενικευθεί έτσι ώστε να περιλαμβάνει περισσότερες από δύο υστερήσεις:

$$Y_t = \delta + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + e_t \quad (3.26)$$

Όπου το διάνυσμα Y_t στη γενική περίπτωση είναι $p \times 1$ και οι μήτρες A_i έχουν διαστάσεις $p \times p$. Το δ είναι ένα διάνυσμα $p \times 1$ που περιέχει τις σταθερές των εξισώσεων και το e_t είναι διαστάσεων $p \times 1$ και είναι το διάνυσμα των καταλοίπων.

Για να γίνει ορθή εκτίμηση του VAR υποδείγματος πρέπει να πληρούνται ορισμένες υποθέσεις. Για τα υποδείγματα (3.25) και (3.26) οι υποθέσεις που πρέπει να πληρούνται χαρακτηριστικά είναι:

- $E(e_t) = 0$
- $E(e_t e_s') = \begin{cases} \Sigma_e & \text{για } t=s \\ 0 & \text{για } t \neq s \end{cases}$

όπου $\Sigma_e = \begin{bmatrix} \text{var}(e_{t1}) & \text{cov}(e_{t1}, e_{t2}) \\ \text{cov}(e_{t1}, e_{t2}) & \text{var}(e_{t2}) \end{bmatrix}$

Τα κατάλοιπα $e_{ti} (i=1, \dots, p)$ είναι λευκός θόρυβος αφού έχουν μέση τιμή 0 σταθερή διακύμανση και είναι ανεξάρτητα μεταξύ τους από τη δεύτερη υπόθεση. Πέρα από τα κατάλοιπα, άλλη μια υπόθεση που απαιτείται είναι το VAR υπόδειγμα να είναι στάσιμο, δηλαδή το διάνυσμα Y_t να ικανοποιεί τις υποθέσεις που αναπτύχθηκαν για τη μονομεταβλητή περίπτωση των αυτοπαλινδρομων υποδειγμάτων. Δηλαδή, το Y_t να έχει σταθερό μέσο όρο, σταθερή διακύμανση και οι μήτρες αυτοσυνδιακύμανσής του να εξαρτώνται μόνο από τη χρονική απόσταση των παρατηρήσεων.

Μια εναλλακτική μορφή εκτός από την εξίσωση 3.8 στην οποία μπορεί να απεικονιστεί το VAR υπόδειγμα είναι η **structural μορφή** σύμφωνα με τον Enders(1995). Για ένα VAR υπόδειγμα πρώτης τάξης το σύστημα απεικονίζεται εναλλακτικά:

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

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

όπου τα ε_{yt} και ε_{zt} όπου είναι διαταραχές και λευκοί θόρυβοι. Με τη μορφή πινάκων

$$\text{το σύστημα γράφεται ως εξής: } \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (3.27)$$

$$\text{ή} \quad Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.28)$$

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

Αν γίνουν οι ακόλουθες μετατροπές από τη structural μορφή μπορεί να προκύψει η standard μορφή ενός VAR συστήματος:

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + e_t \quad (3.29)$$

Σημαντικό για το VAR υπόδειγμα είναι να βρεθεί ο κατάλληλος αριθμός παραμέτρων που θα χρησιμοποιηθούν καθορίζοντας την κατάλληλη χρονική υστέρηση¹². Πρέπει να μην επιλέγεται μεγάλος αριθμός της χρονικής υστέρησης γιατί οδηγεί στη χρησιμοποίηση πολλών παραμέτρων στο VAR σύστημα (over parameterized system), αλλά ούτε και μικρός, γιατί έτσι χάνεται στατιστικά σημαντική πληροφορία. Οι εκτιμήσεις σε ένα VAR υπόδειγμα γίνονται με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων και οι εκτιμητές διατηρούν τις ιδιότητές τους (αμεροληψία, αποτελεσματικότητα, συνέπεια). Αν όμως, τα κατάλοιπα ε_{zt} και ε_{yt} συσχετίζονται με τις μεταβλητές y_t και z_t αντίστοιχα (παραβίαση υπόθεσης εκτίμησης), το VAR σύστημα θα πρέπει να ταυτοποιηθεί, και να μετατραπεί από structural σε standard μορφή.

3.6 Επιλογή χρονικής υστέρησης VAR υποδείγματος

Η επιλογή της τάξης του κατάλληλου VAR υποδείγματος είναι το επόμενο βήμα στη μεθοδολογία των δυναμικών αυτοπαλίνδρομων διανυσμάτων. Η τάξη του VAR επιλέγεται μετά από διαδοχικές διαδικασίες ελέγχου και από κριτήρια επιλογής μοντέλων. Οι διαδοχικοί έλεγχοι γίνονται για να προσδιοριστεί η μέγιστη τάξη (p_{max}) του αυτοπαλίνδρομου υποδείγματος. Συγκεκριμένα, οι έλεγχοι γίνονται με βάση τις μήτρες των συντελεστών των ενδογενών μεταβλητών A_t του υποδείγματος (3.26):

$H_0: A_{p_{max}} = 0$ έναντι της εναλλακτικής

$H_1: A_{p_{max}-1} = 0$

¹² Δείτε 3.6 επιλογή χρονικής υστέρησης VAR

Η επαναλαμβανόμενη διαδικασία σταματά μόλις απορριφθεί η μηδενική υπόθεση για πρώτη φορά και διαλέγεται έπειτα η τάξη. Ο έλεγχος γίνεται με ένα Likelihood Ratio test (LR) που ακολουθεί τη χ^2 κατανομή. Εκτός από τους στατιστικούς ελέγχους η επιλογή της κατάλληλης χρονικής υστέρησης του VAR υποδείγματος μπορεί να γίνει με βάση κριτήρια επιλογής μοντέλων (Lutkepohl, 2011). Τα πιο δημοφιλή από αυτά τα κριτήρια είναι το AIC (Akaike Information Criterion, 1974) και το SBC (Schwartz Bayesian Criterion, 1978):

$$AIC(m) = \log \det(\hat{\Sigma}_m) + \frac{2m}{T} K^2, \quad SBC(m) = \log \det(\hat{\Sigma}_m) + \frac{\log T}{T} mK^2$$

Όπου το Σ_m είναι ο πίνακας διακύμανσης - συνδιακύμανσης των καταλοίπων, το m είναι η τάξη του VAR και παίρνει τιμές από $0 \dots p_{\max}$, το T είναι ο αριθμός των παρατηρήσεων που χρησιμοποιούνται στην παλινδρόμηση και K είναι ο αριθμός των εκτιμώμενων παραμέτρων του υποδείγματος. Όπως ορίζονται τα κριτήρια αυτά θέτουν μια «ποινή» στην αύξηση των τάξεων των VAR. Αύξηση του m αυξάνει τους λογαρίθμους στους παραπάνω τύπους και κατά συνέπεια, μεγαλώνει την τιμή των κριτηρίων. Επομένως, η επιλογή των υποδειγμάτων γίνεται με βάση τη μικρότερη τιμή των κριτηρίων. Από έναν αριθμό υποδειγμάτων με διαφορετικό αριθμό παραμέτρων που εκτιμώνται επιλέγεται εκείνο που έχει τη μικρότερη τιμή του AIC ή του SBC. Τέλος, το κριτήριο AIC έχει πάντα τιμή μεγαλύτερη από το κριτήριο του Schwartz.

3.7 Έλεγχος αιτιότητας κατά Granger

Τα δυναμικά αυτοπαλινδρόμα υποδείγματα όπως αναφέρθηκε στην παράγραφο 3.5 είναι χρήσιμα για την εφαρμογή τους στους ελέγχους αιτιότητας κατά Granger. Στο παράδειγμα που έχει διατυπωθεί στις εξισώσεις (3.22) και (3.23), η μεταβλητή M_t αιτιάζει τη X_t αν και μόνο αν, ταυτόχρονα οι συντελεστές β_{11} και β_{12} είναι από κοινού στατιστικά σημαντικοί. Δηλαδή, για να αιτιάζει μια μεταβλητή X_t μια άλλη Y_t , θα πρέπει οι συντελεστές όλων των χρονικών υστερήσεων της X_t στην εξίσωση της Y_t να διαφέρουν στατιστικά σημαντικά από το μηδέν, ενώ οι συντελεστές των χρονικών υστερήσεων της Y_t στην εξίσωση της X_t να μη διαφέρουν στατιστικά σημαντικά από το μηδέν. Ο έλεγχος αυτός γίνεται με βάση το στατιστικό της κατανομής F για την από κοινού σημαντικότητα των αντίστοιχων μεταβλητών. Επομένως, για το VAR(2) που περιγράφεται στην εξίσωση (3.24), ο έλεγχος για το αν η μεταβλητή M_t αιτιάζει τη μεταβλητή X_t συνεπάγεται στον έλεγχο:

H₀: $\beta_{11}=\beta_{12}=0$

H₁: τουλάχιστον ένας συντελεστής διάφορος από το μηδέν

Το στατιστικό test που χρησιμοποιείται είναι το ακόλουθο:

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

όπου,

SSE^U: Άθροισμα τετραγώνων των καταλοίπων που προκύπτουν από την εκτίμηση της εξίσωσης παλινδρόμησης (εξίσωση 3.24)

SSE^R: Άθροισμα τετραγώνων καταλοίπων που προκύπτουν από την εκτίμηση της εξίσωσης παλινδρόμησης (εξίσωση 3.24) υπό τον περιορισμό της H₀, δηλαδή ότι

$\beta_{11}=\beta_{12}=0$ στο συγκεκριμένο υπόδειγμα

k: η παράμετρος δηλώνει τον αριθμό των περιορισμών, άρα k=2 σε αυτήν την περίπτωση, και γενικά το k θα ισούται με τον αριθμό των υστερήσεων που περιλαμβάνονται στο υπόδειγμα.

f: η παράμετρος f ισούται με τους βαθμούς ελευθερίας στη μη περιορισμένη εξίσωση δηλαδή χωρίς τους περιορισμούς της H₀

Η παρατηρούμενη τιμή του κριτηρίου F συγκρίνεται με την κριτική τιμή που προκύπτει από τον πίνακα της F κατανομής και συγκεκριμένα με την F_{k,f} σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας α%. Στη συνέχεια, για να γίνει ο έλεγχος για το αν η μεταβλητή X_t αιτιάζει τη μεταβλητή M_t, δηλαδή για το αν η σχέση αιτιότητας είναι αμφίδρομη ή μονόδρομη μεταξύ των δύο μεταβλητών οι υποθέσεις προς έλεγχο γίνονται:

H₀: $\alpha_{21}=\alpha_{22}=0$

H₁: τουλάχιστον ένας συντελεστής διαφέρει από το 0

Από αυτόν τον έλεγχο, θα προκύψει ότι οι συντελεστές των υστερήσεων της X_t είναι στατιστικά σημαντικοί ή όχι, με αποτέλεσμα να βγει το συμπέρασμα αν η μεταβλητή M_t αιτιάζει μονόδρομα ή αμφίδρομα τη X_t (directional or unidirectional causality).

3.8 Συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων

Τα υποδείγματα VAR βασίζονται στη γενική αρχή ότι οι οικονομικές μεταβλητές τείνουν να μεταβάλλονται από κοινού και ότι επίσης αυτοσυσχετίζονται. Στερούνται όμως, κάποιας θεωρητικής βάσης σε ότι έχει να κάνει με το τί παριστάνουν οι συντελεστές από την άποψη της οικονομικής θεωρίας. Εντούτοις είναι δύσκολο να ερμηνευτούν από οικονομικής πλευράς οι εκτιμημένοι συντελεστές ενός VAR συστήματος. Ως συνέπεια, το επίκεντρο του ενδιαφέροντος έχει καταστεί η εκτίμηση των αποκαλούμενων **συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων (impulse response functions)**. Οι συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων δείχνουν τη δυναμική συμπεριφορά μιας μεταβλητής εξαιτίας ενός τυχαίου σοκ σε άλλες μεταβλητές. Συνήθως, οι διαταραχές-σοκ εκφράζονται σε όρους τυπικών αποκλίσεων των διαταρακτικών όρων. Με άλλα λόγια, μέσω της ανάλυσης της συνάρτησης αιφνίδιων αντιδράσεων (Impulse Response Function Analysis) εξετάζεται η αντίδραση μιας μεταβλητής σε μία απρόβλεπτη διαταραχή σε μια άλλη μεταβλητή. Μία απρόβλεπτη διαταραχή (shock) σε μία μεταβλητή επηρεάζει άμεσα όχι μόνο την ίδια, αλλά μεταδίδεται και στις υπόλοιπες ενδογενείς μεταβλητές του συστήματος, μέσω της δυναμικής δομής του VAR μοντέλου. Για να γίνει πιο κατανοητός ο ρόλος των συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων σε ένα υπόδειγμα, ας θεωρηθεί η απλούστερη περίπτωση όπου τα λάθη των εξισώσεων e_{yt}, e_{zt} είναι ασυσχέτιστα μεταξύ τους, έστω το VAR(1):

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{yt} \\ e_{zt} \end{bmatrix} \quad (3.30)$$

Μια διαταραχή στον όρο e_{yt} έχει μια άμεση επίδραση στην y_t , αλλά καμία επίδραση στην z_t . Την περίοδο όμως $t+1$, μια τέτοια διαταραχή έχει επίδραση στην y_{t+1} , λόγω της πρώτης εξίσωσης, αλλά επιδρά και στην z_{t+1} λόγω της δεύτερης εξίσωσης. Με αυτό τον τρόπο δημιουργείται μια αλυσιδωτή αντίδραση σε όλες τις μεταβλητές του συστήματος VAR. Συνεπώς, η εξίσωση αιφνίδιων αντιδράσεων μετρά την επίδραση μιας τυχαίας διαταραχής σήμερα, πάνω στις μελλοντικές τιμές των Y_t και Z_t .

Βέβαια, για να προσδιοριστούν επακριβώς οι συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων και οι επιδράσεις τους στις μεταβλητές, είναι ανάγκη να γραφεί το VAR υπόδειγμα

στη μορφή VMA υποδείγματος (Vector Moving Average). Συνεπώς, ένα VAR

υπόδειγμα από τη μορφή:

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

Θα γραφτεί στη μορφή VMA¹³ υποδείγματος:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{1t-i} \\ e_{2t-i} \end{bmatrix} \quad (3.31)$$

ή εναλλακτικά,

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

όπου,

$$\mu = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix}, A_1 = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}, e_{t-i} = \begin{bmatrix} e_{1t-i} \\ e_{2t-i} \end{bmatrix}$$

Όμως, από τις μετατροπές που έχουν χρησιμοποιηθεί για να προκύψει η (3.29)

ισχύει: $e_t = B^{-1} \varepsilon_t$, δηλαδή:

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (3.32)$$

Αν γίνει αντικατάσταση της (3.32) στη (3.31) προκύπτει:

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

στην οποία η ποσότητα :

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

είναι οι αιφνίδιες αντιδράσεις. Συνολικά η (3.32) έχει μεταραπεί ως συνάρτηση των αιφνίδιων αντιδράσεων σε:

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

¹³ Η ανάλυση των πολυμεταβλητών υποδειγμάτων κινητών μέσων (VMA) δεν έγκειται στα όρια της παρούσας διπλωματικής εργασίας

3.9 Διάσπαση Διακύμανσης

Η διάσπαση της διακύμανσης του σφάλματος πρόβλεψης χρησιμοποιείται για να δείξει την αναλογία που έχει στη διακύμανση ο διαταρακτικός όρος της ίδιας της σειράς, σε αντίθεση με την αναλογία που έχουν στη διακύμανση οι διαταρακτικοί όροι των άλλων σειρών. Πιο αναλυτικά για την πρόβλεψη της n-οστής παρατήρησης αν η (3.37) γραφτεί σε compact μορφή προκύπτει:

$$X_{t+n} = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \varphi_i \varepsilon_{t+n-i} \quad (3.33)$$

Το σφάλμα της πρόβλεψης για τη n-οστή περίοδο είναι:

$$X_{t+n} - E_t X_{t+n} = \sum_{i=0}^{n-1} \varphi_i \varepsilon_{t+n-i} \quad (3.34)$$

Μόνο για τη μία διάσταση της X και για την σειρά Y_t το σφάλμα για τη n-οστή πρόβλεψη είναι:

$$y_{t+n} - E_t y_{t+n} = \varphi_{11}(0)\varepsilon_{y,t+n} + \varphi_{11}(1)\varepsilon_{y,t+n-1} + \dots + \varphi_{11}(n-1)\varepsilon_{y,t+1} + \varphi_{12}(0)\varepsilon_{z,t+n} + \varphi_{12}(1)\varepsilon_{z,t+n-1} + \dots + \varphi_{12}(n-1)\varepsilon_{z,t+1} \quad (3.35)$$

Αν γραφεί η διακύμανση της n-οστής πρόβλεψης για τη Y_{t+n} ως $\sigma_y(n)^2$ τότε:

$$\sigma_y(n)^2 = \sigma_y^2 [\varphi_{11}(0)^2 + \varphi_{11}(1)^2 + \dots + \varphi_{11}(n-1)^2] + \sigma_z^2 [\varphi_{12}(0)^2 + \varphi_{12}(1)^2 + \dots + \varphi_{12}(n-1)^2] \quad (3.36)$$

Επειδή οι ποσότητες $\varphi_{jk}(i)^2$ είναι μη αρνητικές, τότε η διακύμανση της πρόβλεψης αυξάνεται, όσο αυξάνεται ο αριθμός των παρατηρήσεων n. Κατά συνέπεια, η αναλογία της διακύμανσης της πρόβλεψης για τη n-οστή παρατήρηση εξαιτίας των δύο διαταραχών ε_{yt} και ε_{zt} χωρίζεται σε:

$$\frac{\sigma_y^2 [\varphi_{11}(0)^2 + \varphi_{11}(1)^2 + \dots + \varphi_{11}(n-1)^2]}{\sigma_y(n)^2} \quad (3.37)$$

και

$$\frac{\sigma_z^2 [\varphi_{12}(0)^2 + \varphi_{12}(1)^2 + \dots + \varphi_{12}(n-1)^2]}{\sigma_y(n)^2} \quad (3.38)$$

Αν η συνεισφορά της διακύμανσης της πρόβλεψης των ε_{zt} είναι μηδενική στη συνολική διακύμανση της Y_t , τότε η Y_t θεωρείται εξωγενής μεταβλητή. Η διάσπαση

της διακύμανσης, οι συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων καθώς και οι έλεγχοι αιτιότητας είναι σημαντικά εργαλεία στη χρησιμοποίηση των VAR υποδειγμάτων.

3.10 Ανακεφαλαίωση

Στο κεφάλαιο αυτό, έγινε επιστημονική παρουσίαση και τεκμηρίωση σημαντικών εννοιών, οι οποίες είναι απαραίτητες για την ανάλυση των χρονολογικών δεδομένων η οποία θα γίνει στη συνέχεια.

Αρχικά, ορίστηκε η έννοια της χρονοσειράς, στη συνέχεια ακολούθησε η έννοια της στασιμότητας και συγκεκριμένα διακρίθηκε σε πρώτης και δεύτερης τάξης στασιμότητα. Έπειτα, αφού παρουσιάστηκαν οι έννοιες της αυτοσυσχέτισης και αυτοσυνδιακύμανσης, έγινε αναφορά στα μονομεταβλητά υποδείγματα χρονολογικών σειρών και συγκεκριμένα στο αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα, στο υπόδειγμα κινητών μέσων και στο μεικτό υπόδειγμα. Στη συνέχεια, παρουσιάστηκαν οι έλεγχοι στασιμότητας και συγκεκριμένα, οι έλεγχοι Durbin- Watson, έλεγχος μοναδιαίας ρίζας και ο έλεγχος Dickey-Fuller.

Εκτός από τα μονομεταβλητά αυτοπαλίνδρομα υποδείγματα εκτεταμένη αναφορά έγινε στα πολυμεταβλητά αυτοπαλίνδρομα υποδείγματα ή VAR υποδείγματα. Αρχικά, παρουσιάστηκαν σε structural και standard μορφή και στη συνέχεια αναπτύχθηκε ο τρόπος επιλογής της χρονικής υστέρησης σε ένα VAR σύστημα.

Τέλος, αναφέρθηκαν κάποια από τα «εργαλεία» των VAR συστημάτων όπως οι συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων, οι έλεγχοι αιτιότητας και η διάσπαση της διακύμανσης των σφαλμάτων πρόβλεψης.

Επιλεγμένη Βιβλιογραφία

Ελληνική

- Σ. Δημελή, 2002, «Σύγχρονες μέθοδοι ανάλυσης χρονολογικών σειρών», Εκδόσεις Κριτική
- Γ. Χρήστου, 2003, «Εισαγωγή στην Οικονομετρία» Β' τόμος, Εκδόσεις Gutenberg
- Διπλωματική Εργασία, 2011, Γκουβάκης Μιχάλης, «Μελέτη VAR υποδειγμάτων στην Ανάλυση χρονοσειρών: Εφαρμογή στις τηλεπικοινωνίες»

- Διπλωματική εργασία, Ηλίας Κυρίος, 2010, «Μελέτη και εκτίμηση πολυμεταβλητών υποδειγμάτων στην ανάλυση χρονοσειρών»

Ξένη

- Walter Enders,1995, “ Applied Econometric Time Series”, Εκδόσεις Wiley
- Helmut Lutkepohl,2007,New Introduction to Multiple Time Series Analysis, Εκδόσεις Springer
- Damodar Gujarati,2003, “Basic Econometrics”, Εκδόσεις Mc Graw-Hill

Επιλεγμένη Αρθρογραφία

Ξένη

- Helmut Lutkepohl,2011, “Vector Autoregressive Analysis”, European University Institute, Florence, Department of Economics
- James H. Stock and Mark W. Watson,2001, “Vector Autoregressions”
- Peter Phillips, 1993, “Vector autoregressions and causality”, Econometrica

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

Κεφάλαιο 4

Εμπειρικά αποτελέσματα

4.1 Εισαγωγή

Στο κεφάλαιο αυτό, γίνεται η ανάλυση των εμπειρικών αποτελεσμάτων της έρευνας και εξάγονται συμπεράσματα για την κοινή ή όχι συμπεριφορά των μεγεθών της ανεργίας και του πληθωρισμού, καθώς επίσης για τη σχέση, την κατεύθυνση της σχέσης και τις αλληλεπιδράσεις τους σε επιλεγμένες χώρες. Οι προς μελέτη χώρες είναι οι Ελλάδα, Γερμανία, Γαλλία, Ισπανία, Ιταλία, Δανία, Φινλανδία, Ολλανδία, Βέλγιο, Αυστρία, Πορτογαλία, Ην.Βασίλειο, Η.Π.Α., Σουηδία και Ρουμανία και τα δεδομένα αντλήθηκαν από τη Eurostat.

Η μεθοδολογία περιλαμβάνει αρχικά περιγραφική ανάλυση των δεδομένων, ενώ στη συνέχεια διερευνάται η στασιμότητα των μεταβλητών χρησιμοποιώντας τον έλεγχο μοναδιαίας ρίζας. Εφόσον, οι μεταβλητές είναι στάσιμες ξεκινάει η διαδικασία εύρεσης του κατάλληλου VAR μοντέλου, δηλαδή ο προσδιορισμός του κατάλληλου αριθμού υστερήσεων (lag length) του μοντέλου. Εάν δεν είναι στάσιμες οι μεταβλητές χρησιμοποιούνται οι πρώτες διαφορές των μεταβλητών και μετά συνεχίζεται η ίδια διαδικασία για την εύρεση του μοντέλου VAR. Εκτός όμως από την εύρεση του αριθμού υστερήσεων (lags) θα πρέπει να εξεταστεί αν το συγκεκριμένο μοντέλο είναι προσδιορισμένο σωστά, να γίνουν δηλαδή έλεγχοι στα κατάλοιπα (residual tests). Με άλλα λόγια, το σωστό VAR μοντέλο θα πρέπει να διέπεται εκτός από το κατάλληλο lag length και από την μη ύπαρξη αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας των καταλοίπων, καθώς και την ύπαρξη κανονικότητας των καταλοίπων. Στην συνέχεια, ελέγχεται η ύπαρξη αιτιότητας κατά Granger μεταξύ των μεταβλητών, δηλαδή ποια μεταβλητή προκαλεί την άλλη και τέλος μέσω των συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων (impulse response functions) θα υπολογιστεί η αντίδραση του πληθωρισμού σε μια απότομη μεταβολή της ανεργίας.

Για την εξαγωγή των συμπερασμάτων θα χρησιμοποιηθεί το οικονομετρικό πρόγραμμα E-views. Τα αποτελέσματα και οι πίνακες που εξάγονται, απεικονίζονται μετά το τέλος του κεφαλαίου σε παραρτήματα.

4.2 Περιγραφική ανάλυση των δεδομένων

➤ Ανεργία

Στον Πίνακα 4.1 παρουσιάζονται τα περιγραφικά στατιστικά της ανεργίας για κάθε μία από τις δεκαπέντε επιλεγμένες χώρες. Τα περιγραφικά μέτρα τα οποία χρησιμοποιούνται είναι ο μέσος, η διάμεσος, η μέγιστη και η ελάχιστη τιμή, η τυπική απόκλιση, ο συντελεστής ασυμμετρίας, ο συντελεστής κύρτωσης και ο έλεγχος κανονικότητας Jarque – Bera.

Πίνακας 4.1

Περιγραφικά στοιχεία ανεργίας για κάθε χώρα

	Μέσος	Διάμεσος	Max.	Min.	Τυπ. απόκλιση	Ασυμμετρία	Κύρτωση	Jarque Bera test	p-value	N
Ελλάδα	11,45	10,30	26,8	7,3	4,19	2,10	6,76	204,25	0,000	154
Γερμανία	8,36	8,10	11,5	5,3	1,68	0,03	2,19	4,21	0,121	156
Γαλλία	9,03	9,20	10,6	7,5	0,71	-0,18	2,26	4,38	0,111	156
Ισπανία	13,6	11,4	26,2	7,9	5,37	0,92	2,44	24,36	0,000	156
Ιταλία	8,22	8,20	11,2	5,8	1,26	0,26	2,70	2,40	0,299	156
Δανία	5,31	4,90	8,0	3,2	1,46	0,51	1,93	14,22	0,000	156
Φινλανδία	8,24	8,35	10,0	6,2	0,91	-0,44	2,32	8,21	0,016	156
Ολλανδία	4,00	4,10	5,8	2,5	0,90	0,02	1,77	9,79	0,007	156
Βέλγιο	7,65	7,70	8,8	6,2	0,66	-0,19	2,00	7,37	0,025	156
Αυστρία	4,34	4,30	5,4	3,4	0,51	0,02	2,37	2,58	0,274	156
Πορτογαλία	8,86	8,50	16,0	4,1	3,19	0,55	2,71	8,53	0,014	156
Ην.Βασίλειο	5,94	5,30	8,0	4,6	1,28	0,76	1,84	23,71	0,000	154
Η.Π.Α.	6,31	5,70	10,0	3,8	1,92	0,64	1,94	18,09	0,000	156
Σουηδία	6,94	7,00	9,1	4,9	0,97	0,16	2,03	6,80	0,033	156
Ρουμανία	6,98	7,00	8,0	5,6	0,60	-0,10	2,82	0,46	0,791	156

Η πλειοψηφία των χωρών έχουν μέσο ποσοστό ανεργίας κάτω από 10% με την Ελλάδα και την Ισπανία να είναι οι εξαιρέσεις, σύμφωνα με τον Πίνακα 4.1. Ανάλογα συμπεράσματα προκύπτουν και για το διάμεσο ποσοστό της ανεργίας το οποίο ελαφρώς ξεπερνά το 10% στην Ελλάδα και στην Ισπανία. Οι υψηλότερες τιμές της ανεργίας βρίσκονται στην Ελλάδα και στην Ισπανία με τα ποσοστά να ξεπερνούν το 20%, ενώ οι χαμηλότερες στη Δανία, Ολλανδία και Αυστρία. Οι μεγαλύτερες τυπικές αποκλίσεις εμφανίζονται σε Ελλάδα, Ισπανία και Πορτογαλία και οι μικρότερες στην Αυστρία, Ρουμανία και Βέλγιο. Ο συντελεστής ασυμμετρίας (skewness), είναι κοντά στο μηδέν για χώρες όπως η Γερμανία και η Αυστρία, συνεπώς τα δεδομένα είναι συμμετρικά κατανομημένα γύρω από το μέσο. Σε χώρες όπως η Γαλλία, η Φινλανδία, το Βέλγιο και η Ρουμανία είναι αρνητικός και τα δεδομένα σχηματίζουν μια «ουρά»

προς τα αριστερά (αριστερή ασυμμετρία). Στις υπόλοιπες περιπτώσεις είναι θετικός και εμφανίζεται μια «ουρά» προς τα δεξιά (δεξιά ασυμμετρία). Ο συντελεστής κύρτωσης μετράει την κυρτότητα των δεδομένων. Για χώρες που η τιμή του είναι μεγαλύτερη από το 3 η κατανομή των δεδομένων είναι «λεπτόκυρτη», μικρότερη από το 3 «πλατύκυρτη» και ίση με 3 «κανονική». Τέλος, κομμάτι της περιγραφικής ανάλυσης αποτελεί το Jarque-Bera test που είναι ένας έλεγχος κανονικότητας των δεδομένων. Στον πίνακα 4.1 απεικονίζεται η παρατηρούμενη τιμή και το p-value για κάθε χώρα. Ο έλεγχος κανονικότητας γίνεται σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%. Για τιμές του p-value μικρότερες από 0,05 απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση κανονικής κατανομής των δεδομένων, ενώ για τιμές μεγαλύτερες από 0,05 δεν απορρίπτουμε την κανονικότητα. Επομένως, κανονική κατανομή ακολουθούν τα δεδομένα για τη Γερμανία, Γαλλία, Ιταλία, Αυστρία και Ρουμανία.

➤ Πληθωρισμός

Στον Πίνακα 4.2 παρουσιάζονται τα περιγραφικά στατιστικά στοιχεία του πληθωρισμού για κάθε μία από τις δεκαπέντε επιλεγμένες χώρες. Η Ρουμανία μακράν έχει το μεγαλύτερο μέσο πληθωρισμό με διαφορά και ακολουθούν οι υπόλοιπες χώρες με πόσοστά της τάξης του 2-3%.

Πίνακας 4.2
Περιγραφικά στοιχεία πληθωρισμού για κάθε χώρα

	Μέσος	Διάμεσος	Max.	Min.	Τυπ. απόκλιση	Ασυμμετρία	Κύρτωση	Jarque Bera test	p-value	N
Ελλάδα	3,20	3,30	5,0	1,0	0,831	-0,48	3,17	6,26	0,043	156
Γερμανία	1,66	1,75	3,1	0,2	0,645	-0,17	2,76	1,17	0,556	156
Γαλλία	1,87	1,90	3,4	0,1	0,610	-0,75	4,56	30,66	0,000	156
Ισπανία	2,85	3,00	4,5	-0,3	0,957	-1,59	5,73	114,80	0,000	156
Ιταλία	2,35	2,30	3,6	0,7	0,615	-0,50	3,78	10,67	0,004	156
Δανία	2,11	2,20	3,6	0,9	0,628	-0,10	2,59	1,33	0,514	156
Φινλανδία	1,97	1,90	3,9	0,0	0,980	-0,02	2,01	6,28	0,043	156
Ολλανδία	2,20	1,90	5,1	0,4	1,105	1,05	3,52	30,47	0,000	156
Βέλγιο	2,23	2,30	4,5	-0,2	0,944	-0,08	3,32	0,86	0,648	156
Αυστρία	1,98	1,90	3,6	0,4	0,732	0,17	2,91	0,80	0,668	156
Πορτογαλία	2,57	2,70	4,4	-0,9	1,205	-1,22	4,46	52,68	0,000	156
Ην.Βασίλειο	2,18	2,20	4,5	0,8	1,022	0,54	2,17	12,01	0,002	156
Η.Π.Α.	2,47	2,60	5,1	-1,3	1,222	-0,71	3,93	17,14	0,000	141
Σουηδία	1,74	1,60	3,4	0,6	0,666	0,55	2,65	8,63	0,013	156
Ρουμανία	15,4	8,15	50,9	2,9	14,037	1,35	3,47	49,25	0,000	156

Ανάλογα συμπεράσματα προκύπτουν και για τα διάμεσα ποσοστά πληθωρισμού εκ των οποίων τα υψηλότερα συναντώνται σε Ρουμανία, Ελλάδα και Ισπανία. Όσον αφορά τις μικρότερες τιμές του πληθωρισμού αυτές συναντώνται στις Η.Π.Α., στο Βέλγιο, στην Πορτογαλία και στην Ισπανία, ενώ η μεγαλύτερη μεταβλητότητα παρουσιάζεται στη Ρουμανία. Για τις υπόλοιπες χώρες, η μεταβλητότητα η οποία εκφράζεται μέσω της τυπικής απόκλισης κυμαίνεται στο 0,9-1,2. Σχετικά με το σχήμα των δεδομένων, παρατηρείται στην πλειοψηφία των χωρών έντονη αρνητική ασυμμετρία δηλαδή σε πολλές χώρες εμφανίζεται μια «ουρά» στην κατανομή των δεδομένων, αριστερά του μέσου. Ο συντελεστής κύρτωσης επιπρόσθετα σε πολλές περιπτώσεις εμφανίζεται να είναι κοντά στο 3, γεγονός που υποδηλώνει κανονική κατανομή στο σχήμα των δεδομένων. Χαρακτηριστικά παραδείγματα αποτελούν οι Ελλάδα το Βέλγιο και η Φινλανδία. Τέλος, ο έλεγχος Jarque-Bera απορρίπτει την υπόθεση κανονικότητας στην πλειοψηφία των χωρών, ενώ αντιθέτως κανονική κατανομή ακολουθούν τα ποσοτά πληθωρισμού για την Αυστρία, το Βέλγιο, τη Δανία και τη Γερμανία σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=0,05$.

4.3 Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας

Ο έλεγχος της μοναδιαίας ρίζας θα γίνει με το Augmented Dickey Fuller test (ADF). Όπως έχει αναφερθεί στο Κεφάλαιο 3 για να γίνει αυτός ο έλεγχος διακρίνονται τρεις περιπτώσεις ανάλογα με το αν περιλαμβάνεται στο μοντέλο σταθερά, τάση, ή τίποτα από τα δύο, δηλαδή είναι τυχαίος περίπατος. Οι υποθέσεις και στις τρεις περιπτώσεις που εξετάζονται είναι:

H_0 : Η σειρά δεν είναι στάσιμη ή έχει μοναδιαία ρίζα, έναντι της εναλλακτικής

H_1 : Η σειρά είναι στάσιμη

Στις περιπτώσεις που δεν απορριφθεί η μηδενική υπόθεση παίρνονται οι πρώτες διαφορές για τις σειρές και επαναλαμβάνεται ο έλεγχος και για τις τρεις περιπτώσεις, μέχρι να προκύψει η στασιμότητα. Τέλος, υπάρχει και η περίπτωση να μην ορίζεται το εκτιμηθέν υπόδειγμα. Αυτό συμβαίνει όταν το αυτοπαλίνδρομο μοντέλο που προκύπτει δεν υπακούει στους περιορισμούς με βάση τους οποίους ορίστηκε. Συγκεκριμένα, οι περιορισμοί αυτοί έχουν να κάνουν με το διάστημα που κινείται ο συντελεστής του Y_{t-1} . Αναλυτικά τα αποτελέσματα των ελέγχων στασιμότητας για την ανεργία εμφανίζονται στον Πίνακα 4.3.

Πίνακας 4.3

Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας για τη μεταβλητή ανεργία

	p-value	αριθμός υστερήσεων	περιλαμβάνονται στην εξίσωση	αποτελέσματα ελέγχου
Ελλάδα	0,999	1	σταθερά	Μη απόρριψη H_0 (Μη στάσιμη)
	0,999	0	σταθερά και τάση	Μη απόρριψη H_0 (Μη στάσιμη)
	0,960	5	καμία	Μη απόρριψη H_0 (Μη στάσιμη)
Γερμανία	0,8085	2	σταθερά	Μη απόρριψη H_0 (Μη στάσιμη)
	0,6361	2	σταθερά και τάση	Μη απόρριψη H_0 (Μη στάσιμη)
	0,4287	2	καμία	Μη απόρριψη H_0 (Μη στάσιμη)
Γαλλία	0,6547	2	σταθερά	Μη απόρριψη H_0 (Μη στάσιμη)
	0,4696	2	σταθερά και τάση	Μη απόρριψη H_0 (Μη στάσιμη)
	0,8185	2	καμία	Μη απόρριψη H_0 (Μη στάσιμη)
Ισπανία	0,9349	2	σταθερά	Μη απόρριψη H_0 (Μη στάσιμη)
	0,8573	2	σταθερά και τάση	Μη απόρριψη H_0 (Μη στάσιμη)
	0,9231	2	καμία	Μη απόρριψη H_0 (Μη στάσιμη)
Ιταλία	0,8507	2	σταθερά	Μη απόρριψη H_0 (Μη στάσιμη)
	0,9991	0	σταθερά και τάση	Μη απόρριψη H_0 (Μη στάσιμη)
	0,7283	2	καμία	Μη απόρριψη H_0 (Μη στάσιμη)
Δανία	0,8646	1	σταθερά	Μη απόρριψη H_0 (Μη στάσιμη)
	0,8721	1	σταθερά και τάση	Μη απόρριψη H_0 (Μη στάσιμη)
	0,9041	1	καμία	Μη απόρριψη H_0 (Μη στάσιμη)
Φινλανδία	0,2608	3	σταθερά	Μη απόρριψη H_0 (Μη στάσιμη)
	0,3606	2	σταθερά και τάση	Μη απόρριψη H_0 (Μη στάσιμη)
	0,3591	2	καμία	Μη απόρριψη H_0 (Μη στάσιμη)
Βέλγιο	0,5174	3	σταθερά	Μη απόρριψη H_0 (Μη στάσιμη)
	0,8441	3	σταθερά και τάση	Μη απόρριψη H_0 (Μη στάσιμη)
	0,6903	3	καμία	Μη απόρριψη H_0 (Μη στάσιμη)
Πορτογαλία	0,9978	1	σταθερά	Μη απόρριψη H_0 (Μη στάσιμη)
	0,8885	1	σταθερά και τάση	Μη απόρριψη H_0 (Μη στάσιμη)
	0,9992	1	καμία	Μη απόρριψη H_0 (Μη στάσιμη)
Ην.Βασίλειο	0,9143	2	σταθερά	Μη απόρριψη H_0 (Μη στάσιμη)
	0,4905	1	σταθερά και τάση	Μη απόρριψη H_0 (Μη στάσιμη)
	0,9234	3	καμία	Μη απόρριψη H_0 (Μη στάσιμη)

Πίνακας 4.3 (Συνέχεια)

Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας για τη μεταβλητή ανεργία

Σουηδία	0,5698	3	σταθερά	Μη απόρριψη H_0 (Μη στάσιμη)
	0,6841	3	σταθερά και τάση	Μη απόρριψη H_0 (Μη στάσιμη)
	0,8356	3	καμία	Μη απόρριψη H_0 (Μη στάσιμη)
Ρουμανία	0,1108	0	σταθερά	Μη απόρριψη H_0 (Μη στάσιμη)
	0,3162	1	σταθερά και τάση	Μη απόρριψη H_0 (Μη στάσιμη)
	0,5955	1	καμία	Μη απόρριψη H_0 (Μη στάσιμη)

Στον Πίνακα 4.3 για κάθε χώρα εξετάστηκαν και οι τρεις περιπτώσεις του ελέγχου στασιμότητας Augmented Dickey Fuller test στο επίπεδο, χρησιμοποιώντας τα δεδομένα όπως έχουν. Οι τρεις περιπτώσεις περιλαμβάνουν την ύπαρξη σταθεράς στο υπόδειγμα, την ύπαρξη σταθεράς και τάσης και τίποτα από τα δύο(τυχαίος περίπατος). Το p-value είναι υψηλότερο του 0,05 και αυτό το οποίο προκύπτει ως συμπέρασμα είναι πως σε όλες τις χώρες δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση, συνεπώς τα δεδομένα της ανεργίας εμφανίζουν μοναδιαία ρίζα και δεν είναι στάσιμα. Για να μετατραπεί η μεταβλητή σε στάσιμη χρονοσειρά, σύμφωνα με τους Box & Jenkins (1970) θα πρέπει να παίρνονται πρώτες ή δεύτερες διαφορές των τιμών των χρονοσειρών. Θα πρέπει δηλαδή τα δεδομένα να υποστούν ένα μετασχηματισμό.

Πίνακας 4.4

Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας για τη μεταβλητή D(ανεργία)

	p-value	αριθμός υστερήσεων	περιλαμβάνονται στην εξίσωση	Αποτελέσματα ελέγχου
Ελλάδα	0,5859	4	σταθερά	Μη απόρριψη της H_0 (Μη στάσιμη)
	0,0000	1	σταθερά και τάση	Απόρριψη της H_0 (στάσιμη)
Γερμανία	0,0417	1	σταθερά	Απόρριψη της H_0 (στάσιμη)
Ισπανία	0,0405	1	σταθερά	Απόρριψη της H_0 (στάσιμη)
Ιταλία	0,0000	1	σταθερά	Απόρριψη της H_0 (στάσιμη)
Δανία	0,0000	0	σταθερά	Απόρριψη της H_0 (στάσιμη)
Φινλανδία	0,0153	1	σταθερά	Απόρριψη της H_0 (στάσιμη)
Ολλανδία	0,0181	2	σταθερά	Απόρριψη της H_0 (στάσιμη)
Βέλγιο	0,0000	2	σταθερά	Απόρριψη της H_0 (στάσιμη)

Πίνακας 4.4 (Συνέχεια)

Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας για τη μεταβλητή D(ανεργία)

Αυστρία	0,0000	0	σταθερά	Απόρριψη της H_0 (στάσιμη)
Πορτογαλία	0,0000	0	σταθερά	Απόρριψη της H_0 (στάσιμη)
Ην.Βασίλειο	0,0000	0	σταθερά	Απόρριψη της H_0 (στάσιμη)
Η.Π.Α.	0,0027	2	σταθερά	Απόρριψη της H_0 (στάσιμη)
Σουηδία	0,0000	2	σταθερά	Απόρριψη της H_0 (στάσιμη)
Ρουμανία	0,0000	0	σταθερά	Απόρριψη της H_0 (στάσιμη)
Γαλλία	0,0001	1	σταθερά	Απόρριψη της H_0 (στάσιμη)

Η ανάλυση προχωράει στον Πίνακα 4.4 όπου αυτό που προκύπτει είναι πως οι πρώτης τάξης διαφορές είναι όλες στάσιμες αν στο υπόδειγμα συμπεριληφθεί η σταθερά. Τα p-value που παρατηρήθηκαν είναι μικρότερα του 0,05 και απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας. Συνολικά, το υπόδειγμα που διαφέρει είναι η ανεργία στην Ελλάδα, όπου η στασιμότητα παρουσιάζεται όταν περιλαμβάνεται και η σταθερά και η τάση.

Ανάλογος θα είναι και ο έλεγχος στασιμότητας για τον πληθωρισμό. Αρχικά, θα εξεταστεί η στασιμότητα στο επίπεδο και στη συνέχεια σε περιπτώσεις που διαγνωστεί η ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας θα ληφθούν οι πρώτες διαφορές μέχρι να εντοπιστεί στάσιμη σειρά.

Πίνακας 4.5

Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας για τον πληθωρισμό

	p-value	αριθμός υστερήσεων	Περιλαμβάνονται στην εξίσωση	αποτελέσματα ελέγχου
Ελλάδα	0,0000	2	σταθερά	Απόρριψη της H_0 (στάσιμη)
Γερμανία	0,0004	3	σταθερά	Απόρριψη της H_0 (στάσιμη)
Γαλλία	0,0000	2	σταθερά	Απόρριψη της H_0 (στάσιμη)
Ισπανία	0,0003	2	σταθερά	Απόρριψη της H_0 (στάσιμη)
Δανία	0,0004	2	σταθερά	Απόρριψη της H_0 (στάσιμη)

Πίνακας 4.5 (Συνέχεια)

Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας για τον πληθωρισμό

Φινλανδία	0,0114	3	σταθερά	Απόρριψη της H_0 (στάσιμη)
Ολλανδία	0,0715	2	σταθερά	Μη απόρριψη της H_0
	0,0864	2	σταθερά και τάση	Μη απόρριψη της H_0
	0,3115	2	καμία	Μη απόρριψη της H_0
Βέλγιο	0,0000	2	σταθερά	Απόρριψη της H_0 (στάσιμη)
Πορτογαλία	0,0114	3	σταθερά	Απόρριψη της H_0 (στάσιμη)
Ην.Βασίλειο	0,1243	2	σταθερά	Μη απόρριψη της H_0
	0,0009	2	σταθερά και τάση	Απόρριψη της H_0 (στάσιμη)
Η.Π.Α.	0,0001	1	σταθερά	Απόρριψη της H_0 (στάσιμη)
Σουηδία	0,0569	2	Σταθερά	Μη Απόρριψη της H_0
	0,2013	2	Σταθερά και τάση	Μη απόρριψη της H_0
	0,2695	2	καμία	Μη απόρριψη της H_0
Ρουμανία	0,0000	1	σταθερά	Απόρριψη της H_0 (στάσιμη)
Ιταλία	0,0014	2	σταθερά	Απόρριψη της H_0 (στάσιμη)

Τα συμπεράσματα που προκύπτουν από τον Πίνακα 4.5 είναι πως στασιμότητα υπάρχει σε όλες τις χώρες εκτός από την Ολλανδία και τη Σουηδία που πρέπει να ληφθούν πρώτες διαφορές. Ειδικότερα στις Ελλάδα, Γερμανία, Γαλλία, Ισπανία, Ιταλία, Δανία, Φινλανδία, Βέλγιο, Αυστρία, Ρουμανία, Η.Π.Α. και Πορτογαλία, το εκτιμηθέν υπόδειγμα στο οποίο επικρατούν οι συνθήκες στασιμότητας περιέχει μόνο τη σταθερά. Στο Ην. Βασίλειο το εκτιμηθέν υπόδειγμα περιέχει σταθερά και τάση. Η ανάλυση για τη στασιμότητα του πληθωρισμού στις Σουηδία και Ολλανδία συνεχίζεται στον επόμενο πίνακα όπου λαμβάνονται οι πρώτες διαφορές.

Πίνακας 4.6

Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας για τη μεταβλητή D(πληθωρισμός)

	p-value	αριθμός υστερήσεων	Περιλαμβάνονται στην εξίσωση	αποτελέσματα ελέγχου
Ολλανδία	0,0557	1	σταθερά	Μη απόρριψη της H_0
	0,1913	1	σταθερά και τάση	Μη απόρριψη της H_0
	0,0048	1	καμία	Απόρριψη της H_0 (στάσιμη)
Σουηδία	0,0031	1	σταθερά	Απόρριψη της H_0 (στάσιμη)

Η ανάλυση για τη στασιμότητα τελειώνει με τον Πίνακα 4.6 στον οποίο έγινε ο έλεγχος μοναδιαίας ρίζας για τις διαφορές πρώτης τάξης του πληθωρισμού στις χώρες Ολλανδία και Σουηδία. Σε αυτές τις χώρες δεν είχε εντοπιστεί στασιμότητα στο επίπεδο σε καμία από τις τρεις περιπτώσεις και γι' αυτόν τον λόγο έγινε ο μετασχηματισμός των δεδομένων. Συγκεκριμένα το εκτιμηθέν υπόδειγμα για την Ολλανδία δεν περιλαμβάνει ούτε σταθερά ούτε τάση, ενώ για τη Σουηδία περιλαμβάνεται η σταθερά. Στις δύο περιπτώσεις ο αριθμός των υστερήσεων που επιλέγεται είναι μία.

4.4 Επιλογή κατάλληλου VAR

Το επόμενο βήμα στην ανάλυση, μετά τους ελέγχους μοναδιαίας ρίζας είναι η επιλογή του κατάλληλου VAR μοντέλου, για την κάθε χώρα. Για τις μεταβλητές που δεν έχει διαγνωστεί στασιμότητα θα χρησιμοποιούνται οι πρώτες διαφορές τους. Η επιλογή του βέλτιστου αριθμού υστερήσεων γίνεται χρησιμοποιώντας ένα συγκεκριμένο αριθμό κριτηρίων. Τα πιο γνωστά από αυτά είναι το Akaike Information Criterion (AIC) και το Schwartz Bayesian Criterion (SBC) σύμφωνα με τα οποία όσο μικρότερη είναι η τιμή που λαμβάνουν, τόσο καλύτερο είναι το lag για το VAR μοντέλο που επιλέγεται. Ο προσδιορισμός του κατάλληλου αριθμού υστερήσεων των μεταβλητών γίνεται επίσης, με ένα Likelihood Ratio (LR) test που ακολουθεί την χ^2 κατανομή (με k^2 βαθμούς ελευθερίας) και μέσα από επαναλαμβανόμενους έλεγχους από την maximum υστέρηση που περιλαμβάνεται στο μοντέλο και σαν εναλλακτική υπόθεση μια υστέρηση λιγότερη, επιλέγεται ο αριθμός υστερήσεων που αποδέχεται την μηδενική υπόθεση και που παρέχει ένα parsimonious μοντέλο με στατιστικά σημαντικούς παραμέτρους. Εκτός από αυτά, άλλοι τρόποι που υπάρχουν και χρησιμοποιούνται για τον υπολογισμό του αριθμού των υστερήσεων είναι το FPE (Final prediction error) και το HQ (Hannan-Quinn information criterion). Στην παρούσα ανάλυση, ο αριθμός των lags θα προσδιορίζεται με βάση που η πλειοψηφία από τα πέντε παραπάνω κριτήρια συμφωνεί. Επίσης, μετά την επιλογή του κατάλληλου VAR μοντέλου θα γίνει έλεγχος για την αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων η οποία πρέπει να είναι μηδέν τηρώντας τις ιδιότητες του λευκού θορύβου. Ο έλεγχος που χρησιμοποιείται είναι το Autocorrelation LM test που ακολουθεί την χ^2 κατανομή με k βαθμούς ελευθερίας. Τέλος, αφού επιλεγεί ο αριθμός των υστερήσεων σε κάθε VAR, και κατά συνέπεια προσδιοριστεί το VAR σύστημα, στη συνέχεια θα ερμηνευτεί σε κάθε μοντέλο ξεχωριστά, ποιοι συντελεστές

είναι στατιστικά σημαντικοί και πως μια χρονική υστέρηση της μίας μεταβλητής επιδρά σε μια χρονική υστέρηση της άλλης μεταβλητής. Οι πίνακες βρίσκονται στο Παράρτημα Β ενώ τα αποτελέσματα συνοψίζονται στον Πίνακα 4.7.

Πίνακας 4.7
VAR μοντέλο για κάθε χώρα

Χώρα	Επιλογή κατάλληλου VAR
Ελλάδα	VAR (5)
Γερμανία	VAR (4)
Γαλλία	VAR (3)
Ισπανία	VAR (5)
Ιταλία	VAR (5)
Δανία	VAR(3)
Φινλανδία	VAR(4)
Ολλανδία	VAR(3)
Βέλγιο	VAR(4)
Αυστρία	VAR(4)
Πορτογαλία	VAR(5)
Ην.Βασίλειο	VAR(4)
Η.Π.Α	VAR(5)
Σουηδία	VAR (3)
Ρουμανία	VAR(2)

Στον Πίνακα 4.7 εμφανίζεται ο αριθμός των υστερήσεων για κάθε VAR μοντέλο σε όλες τις χώρες ξεχωριστά. Οι εξαρτημένες μεταβλητές του VAR μοντέλου είναι οι πρώτης τάξεως διαφορές της ανεργίας σε όλες τις χώρες και ο πληθωρισμός στο επίπεδο. Εξαιρέση αποτελούν η Ολλανδία και η Σουηδία που λήφθηκαν οι πρώτες διαφορές και στον πληθωρισμό καθώς στο επίπεδο δε διαγνώστηκε στασιμότητα. Τα συμπεράσματα για τα VAR μοντέλα για κάθε χώρα είναι αναλυτικά:

➤ **Ελλάδα**

Για τη σχέση μεταξύ πρώτων διαφορών ανεργίας και πληθωρισμού στο επίπεδο στην Ελλάδα, χρησιμοποιείται ένα VAR(5), δηλαδή με πέντε χρονικές υστερήσεις.

Σύμφωνα με τους συντελεστές του VAR υποδείγματος οι οποίοι είναι στατιστικά σημαντικοί σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, ο πληθωρισμός στο χρόνο $t-1$ επηρεάζει θετικά κατά 1,43 μονάδες τον πληθωρισμό στο χρόνο t . Σχετικά με την ανεργία, ο μεγαλύτερος σε τιμή αλλά και στατιστικά σημαντικός συντελεστής είναι στον χρόνο $t-1$, όπου η υστέρηση των πρώτων διαφορών της ανεργίας επηρεάζει θετικά την υστέρηση της ίδιας μεταβλητής στο χρόνο t κατά 0,306 μονάδες.

➤ Γερμανία

Για τη Γερμανία επιλέγεται ένα VAR(4) μοντέλο δηλαδή με τέσσερις χρονικές υστερήσεις, όπου ο πληθωρισμός στο χρόνο t επηρεάζεται θετικά κατά 1,34 μονάδες από τον πληθωρισμό στο χρόνο $t-1$ και αρνητικά από την υστέρηση στο χρόνο $t-4$ κατά 0,27 μονάδες. Επίσης, οι πρώτες διαφορές της ανεργίας στο χρόνο t επηρεάζονται από τις υστερήσεις στους χρόνους $t-1$ και $t-2$ κατά 0,45 και 0,37 μονάδες αντίστοιχα.

➤ Γαλλία

Όσον αφορά τη Γαλλία επιλέγεται ένα VAR(3) μοντέλο όπου οι πρώτες διαφορές της ανεργίας επηρεάζονται από τις δύο πιο πρόσφατες χρονικές υστερήσεις της, κατά 0,24 και 0,22 μονάδες αντίστοιχα. Ομοίως και ο πληθωρισμός τη χρονική στιγμή t επηρεάζεται από την αμέσως προηγούμενη υστέρησή του δηλαδή την $t-1$ κατά 1,35 μονάδες καθώς ο συγκεκριμένος συντελεστής είναι ο υψηλότερος σε τιμή αλλά και στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο σημαντικότητας 5%.

➤ Ισπανία

Στην ανάλυση για την Ισπανία επιλέγεται ένα VAR(5) υπόδειγμα στο οποίο οι πρώτες διαφορές της ανεργίας στο χρόνο t επηρεάζονται θετικά από τις δύο πιο πρόσφατες χρονικά υστερήσεις, δηλαδή την $t-1$ και την $t-2$ κατά 0,52 και 0,29 μονάδες αντίστοιχα. Αυτό σημαίνει πως μια αύξηση κατά μία μονάδα στην ανεξάρτητη μεταβλητή «πρώτη τάξεως διαφορά της ανεργίας στο χρόνο $t-1$ » επιφέρει αύξηση κατά 0,52 μονάδες στην εξαρτημένη μεταβλητή «πρώτη τάξεως διαφορά της ανεργίας στο χρόνο t » δοθέντος ό,τι οι υπόλοιπες μεταβλητές είναι σταθερές. Όσον αφορά τον πληθωρισμό στο χρόνο t επηρεάζεται θετικά κατά από τη χρονική υστέρηση στο χρόνο $t-1$ κατά 1,41 μονάδες.

➤ **Ιταλία**

Σχετικά με τη μελέτη της Ιταλίας επιλέγεται ένα VAR(5) μοντέλο, όπου οι διαφορές πρώτης τάξεως της ανεργίας στο χρόνο t επηρεάζονται θετικά κατά 0,21 μονάδες από τις διαφορές της ίδιας μεταβλητής στο χρόνο $t-2$. Όσον αφορά τον πληθωρισμό στο χρόνο t , επηρεάζεται θετικά από τη χρονική υστέρηση της ίδιας μεταβλητής στο χρόνο $t-1$ κατά 1,2 μονάδες. Επίσης, ο πληθωρισμός στο χρόνο t επηρεάζεται αμελητέα από τις πρώτες διαφορές της ανεργίας κατά 0,127 μονάδες στην υστέρηση $t-4$.

➤ **Δανία**

Για τη Δανία το VAR μοντέλο που επιλέγεται είναι ένα VAR(3) υπόδειγμα, δηλαδή με τρεις χρονικές υστερήσεις, στο οποίο οι διαφορές πρώτης τάξεως της ανεργίας επηρεάζονται από τις χρονικές υστερήσεις της ίδιας μεταβλητής στους χρόνους $t-1$ (θετικά) και $t-3$ (αρνητικά) σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%. Ο πληθωρισμός από την άλλη, τη χρονική στιγμή t επηρεάζεται από τις υστερήσεις της ίδιας μεταβλητής στις χρονικές στιγμές $t-3$ και $t-1$.

➤ **Φινλανδία**

Στην ανάλυση για τη Φινλανδία το αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα που επιλέγεται είναι το VAR(4), δηλαδή με τέσσερις μηνιαίες χρονικές υστερήσεις. Οι πρώτης τάξεως διαφορές της ανεργίας στο χρόνο t επηρεάζονται από τους στατιστικά σημαντικούς συντελεστές της ίδιας μεταβλητής που απέχουν $t-2$ χρονικές υστερήσεις κατά 0,38 μονάδες. Για τον πληθωρισμό, η μεταβλητή στο χρόνο t επηρεάζεται από τις χρονικές υστερήσεις που απέχουν $t-1$ απόσταση κατά 1,24 μονάδες.

➤ **Ολλανδία**

Για την Ολλανδία το υπόδειγμα που επιλέγεται είναι το VAR(3), δηλαδή με τρεις χρονικές υστερήσεις. Οι δύο συνιστώσες του υποδείγματος αυτού περιλαμβάνουν πρώτης τάξεως διαφορές. Οι διαφορές πρώτης τάξεως της ανεργίας στο χρόνο t επηρεάζονται από τις υστερήσεις στους χρόνους $t-2$ και $t-3$ της ίδιας μεταβλητής σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Αντίστοιχα, οι διαφορές πρώτης τάξεως του πληθωρισμού επηρεάζονται από τις υστερήσεις της ίδιας μεταβλητής στους χρόνους $t-1$ και $t-2$.

➤ **Βέλγιο**

Για το Βέλγιο το VAR υπόδειγμα που επιλέγεται είναι με δύο χρονικές υστερήσεις, δηλαδή το VAR(2). Οι πρώτης τάξεως διαφορές της ανεργίας επηρεάζονται στο χρόνο t θετικά αντίστοιχα από τις υστερήσεις της ίδιας μεταβλητής στους χρόνους $t-1$ και $t-3$. Αντίστοιχα, ο πληθωρισμός στο Βέλγιο στο χρόνο t επηρεάζεται θετικά κατά 1,34 μονάδες από τη χρονική υστέρηση της ίδιας μεταβλητής που απέχει απόσταση 1μία υστέρηση, δηλαδή την $t-1$.

➤ **Αυστρία**

Σχετικά με τη μελέτη της ανεργίας και του πληθωρισμού στην Αυστρία, το μοντέλο που χρησιμοποιείται είναι ένα VAR(4) υπόδειγμα, δηλαδή με τέσσερις χρονικές υστερήσεις. Συγκεκριμένα, η μεταβλητή του πληθωρισμού στο χρόνο t επηρεάζεται από τις χρονικές υστερήσεις της ίδιας μεταβλητής στους χρόνους $t-1$ και $t-4$, αλλά και αρνητικά από την υστέρηση στο χρόνο $t-1$ των διαφορών της ανεργίας. Οι πρώτες διαφορές της ανεργίας επηρεάζονται από μη στατιστικά σημαντικούς συντελεστές που δεν περιλαμβάνονται στο μοντέλο.

➤ **Πορτογαλία**

Για την ανάλυση των μεγεθών της ανεργίας και του πληθωρισμού στην Πορτογαλία χρησιμοποιείται ένα VAR(5) μοντέλο. Οι διαφορές της ανεργίας στο χρόνο t επηρεάζονται από τις υστερήσεις της ίδιας μεταβλητής θετικά στους χρόνους $t-1$ και $t-5$, ενώ αρνητικά από την υστέρηση στο χρόνο $t-3$. Οι διαφορές της ανεργίας στο χρόνο t δεν επηρεάζονται μόνο από τις υστερήσεις της ίδιας μεταβλητής αλλά και από την υστέρηση του πληθωρισμού στο χρόνο $t-3$. Η μεταβλητή του πληθωρισμού στο χρόνο t επηρεάζεται κυρίως από την υστέρηση στο χρόνο $t-1$ κατά 1.47 μονάδες.

➤ **Ηνωμένο Βασίλειο**

Το μοντέλο που επιλέγεται για το Ηνωμένο Βασίλειο είναι ένα VAR(4) υπόδειγμα. Οι διαφορές της ανεργίας στο χρόνο t επηρεάζεται από την υστέρηση της ίδιας μεταβλητής στο χρόνο $t-1$ κατά 0,23 αλλά και από την υστέρηση στο χρόνο $t-1$ κατά 0,22. Ο πληθωρισμός από την άλλη στο χρόνο t , επηρεάζεται από τις υστερήσεις

στους χρόνους t-1 και t-3 της ίδιας μεταβλητής. Η επιρροή της χρονικής υστέρησης t-1 στον πληθωρισμό είναι θετική και ισούται με 1,43 μονάδες και της t-3 αρνητική και ισούται με 0,35 μονάδες.

➤ **Ηνωμένες Πολιτείες Αμερικής**

Το μοντέλο που επιλέγεται για την ανάλυση των μεγαθών της ανεργίας και του πληθωρισμού στις Η.Π.Α. είναι ένα VAR(5) υπόδειγμα. Οι διαφορές της ανεργίας στο χρόνο t επηρεάζονται θετικά από τις υστερήσεις της ίδιας μεταβλητής κατά 0,20 και 0,23 μονάδες στους χρόνους t-2 και t-5 αντίστοιχα. Ο πληθωρισμός από την άλλη στο χρόνο t, επηρεάζεται από τις υστερήσεις στους χρόνους t-1 και t-2 της ίδιας μεταβλητής και από τις διαφορές της ανεργίας στο χρόνο t-5. Τη μεγαλύτερη επίδραση στον πληθωρισμό την ασκεί η υστέρηση στο χρόνο t-1 με τον υψηλότερο συντελεστή που ισούται με 1,87 μονάδες.

➤ **Σουηδία**

Για τη Σουηδία το μοντέλο που επιλέγεται για την ανάλυση των πρώτων διαφορών της ανεργίας και του πληθωρισμού είναι ένα VAR(3), το οποίο περιλαμβάνει τρεις χρονικές υστερήσεις. Οι διαφορές της ανεργίας στο χρόνο t επηρεάζεται από το συντελεστή της υστέρησης t-1 κατά -0,44 ποσοστιαίες μονάδες, αλλά και από το συντελεστή t-3 κατά 0,25 ποσοστιαίες μονάδες. Η άλλη εξαρτημένη μεταβλητή του VAR(3), δηλαδή οι διαφορές του πληθωρισμού στο χρόνο t, επηρεάζεται από τις υστερήσεις της ίδιας μεταβλητής κατά 0,47 και 0,26 μονάδες, τις χρονικές στιγμές t-1 και t-2.

➤ **Ρουμανία**

Για τη Ρουμανία, τα κριτήρια οδηγούν στην επιλογή ενός VAR(2) υποδείγματος για τη μελέτη των πρώτων διαφορών της ανεργίας και του πληθωρισμού. Οι μόνοι στατιστικά σημαντικοί συντελεστές σε επίπεδο σημαντικότητας 5% είναι αυτοί που προσδιορίζουν τη μεταβλητή πληθωρισμός. Συγκεκριμένα, ο πληθωρισμός στο χρόνο t, επηρεάζεται από την υστέρηση της ίδιας μεταβλητής στο χρόνους t-1 και t-2 κατά 1,76 και -0,77 μονάδες αντίστοιχα.

4.5 Έλεγχοι αιτιότητας

Για να εξεταστούν και να προσδιοριστούν οι αλληλεπιδράσεις και οι συσχετίσεις μεταξύ των μεταβλητών, χρειάζεται να αποδειχθεί πρώτα η τυχόν κατεύθυνση αιτιότητας που πιθανόν να έχουν δύο μεταβλητές, με την έννοια ότι παρελθοντικές τιμές της μια μεταβλητής βοηθούν στην πρόβλεψη των μελλοντικών τιμών της άλλης μεταβλητής. Αυτό μπορεί να πραγματοποιηθεί με τους ελέγχους αιτιότητας κατά Granger, όπου μια μεταβλητή X λέγεται ότι αιτιάζει κατά Granger μια άλλη μεταβλητή Y , όταν οι συντελεστές όλων των χρονικών υστερήσεων της X στην εξίσωση της Y διαφέρουν στατιστικά σημαντικά από το μηδέν, ενώ οι συντελεστές των χρονικών υστερήσεων της Y στην εξίσωση της X δε διαφέρουν στατιστικά σημαντικά από το μηδέν. Η διερεύνηση της σχέσης αιτιότητας ανάμεσα σε δύο μεταβλητές γίνεται σε στάσιμες χρονοσειρές και με βάση συγκεκριμένα VAR υποδείγματα τα οποία έχουν επιλεγεί. Τα αποτελέσματα των ελέγχων αιτιότητας επηρεάζονται από τον αριθμό των υστερήσεων του κάθε VAR μοντέλου και από τη συχνότητα των στοιχείων που χρησιμοποιούνται.

Πίνακας 4.8

Έλεγχοι αιτιότητας

	p-value	Μηδενική υπόθεση H_0	Κατεύθυνση σχέσης αιτιότητας
Ελλάδα	0,5946	Inf. does not cause D(Unempl.) (Μη απόρριψη της H_0)	καμία
	0,0021	D(Unempl.) does not cause Inf. (Απόρριψη της H_0)	D(Unempl.) → Inf.
Γερμανία	0,8372	Inf. does not cause D(Unempl.) (Μη απόρριψη H_0)	καμία
	0,0196	D(Unempl.) does not cause Inf. (Απόρριψη της H_0)	D(Unempl.) → Inf.
Γαλλία	0,0354	Inf. does not cause D(Unempl.) (Απόρριψη της H_0)	Inf. → D(Unempl.)
	0,6074	D(Unempl.) does not cause Inf. (Μη απόρριψη της H_0)	καμία
Ισπανία	0,2211	Inf. does not cause D(Unempl.) (Μη απόρριψη της H_0)	καμία
	0,0028	D(Unempl.) does not cause Inf. (Απόρριψη της H_0)	D(Unempl.) → Inf.
Ιταλία	0,2183	Inf. does not cause D(Unempl.) (Μη απόρριψη H_0)	καμία
	0,0012	D(Unempl.) does not cause Inf. (Απόρριψη H_0)	D(Unempl.) → Inf.
Δανία	0,0074	Inf. does not cause D(Unempl.) (Απόρριψη H_0)	Inf. → D(Unempl.)
	0,3177	D(Unempl.) does not cause Inf. (Μη απόρριψη H_0)	καμία

Πίνακας 4.8 (Συνέχεια)

Έλεγχοι αιτιότητας

Φινλανδία	0,0059	Inf. does not cause D(Unempl.) (Απόρριψη H₀)	Inf. → D(Unempl.)
	0,0492	D(Unempl.) does not cause Inf. (Απόρριψη H₀)	D(Unempl.) → Inf.
Ολλανδία	0,6472	D(Inf.) does not cause D(Unempl.) (Μη απόρριψη H₀)	καμία
	0,0496	D(Unempl.) does not cause D(Inf.) (Απόρριψη H₀)	D(Unempl.) → D(Inf.)
Βέλγιο	0,1633	Inf. does not cause D(Unempl.) (Μη απόρριψη H₀)	καμία
	0,2655	D(Unempl.) does not cause Inf. (Μη απόρριψη H₀)	καμία
Αυστρία	0,1935	Inf. does not cause D(Unempl.) (Μη απόρριψη H₀)	καμία
	0,0211	D(Unempl.) does not cause Inf. (Απόρριψη H₀)	D(Unempl.) → Inf.
Πορτογαλία	0,1102	Inf. does not cause D(Unempl.) (Μη απόρριψη H₀)	καμία
	0,1954	D(Unempl.) does not cause Inf. (Μη απόρριψη H₀)	καμία
Ην.Βασίλειο	0,1950	Inf. does not cause D(Unempl.) (Μη απόρριψη H₀)	καμία
	0,0349	D(Unempl.) does not cause Inf. (Απόρριψη H₀)	D(Unempl.) → Inf.
Η.Π.Α.	0,2560	Inf. does not cause D(Unempl.) (Μη απόρριψη H₀)	καμία
	0,0177	D(Unempl.) does not cause Inf. (Απόρριψη H₀)	D(Unempl.) → Inf.
Σουηδία	0,9635	D(Inf.) does not cause D(Unempl.) (Μη απόρριψη H₀)	καμία
	0,7303	D(Unempl.) does not cause D(Inf.) (Μη Απόρριψη H₀)	καμία
Ρουμανία	0,3230	Inf. does not cause D(Unempl.) (Μη απόρριψη H₀)	καμία
	0,4154	D(Unempl.) does not cause Inf. (Μη Απόρριψη H₀)	καμία

Στον Πίνακα 4.8 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της ανάλυσης για τη διερεύνηση της σχέσης αιτιότητας ανάμεσα στις δύο μεταβλητές ανεργία και πληθωρισμός. Η ανεργία όπως έχει αποδειχθεί από προηγούμενους ελέγχους δεν αποτελεί στάσιμη χρονοσειρά γι' αυτό εξετάζονται οι πρώτες διαφορές της. Το ίδιο συμβαίνει και με τον πληθωρισμό για τις χώρες όπως Ολλανδία και Σουηδία. Η κατεύθυνση της σχέσης αιτιότητας η οποία εμφανίζεται πιο συχνά είναι η ανεργία (και συγκεκριμένα οι διαφορές της) να αιτιάζει τον πληθωρισμό. Αυτή η κατεύθυνση της σχέσης παρατηρείται σε χώρες όπως Ελλάδα, Γερμανία, Ιταλία, Ισπανία, Ολλανδία, Αυστρία, Ηνωμένο Βασίλειο και Ηνωμένες Πολιτείες Αμερικής. Μόλις σε Γαλλία και Δανία εμφανίζεται η αντίστροφη σχέση. Χαρακτηριστικό φαινόμενο αποτελεί η Φινλανδία

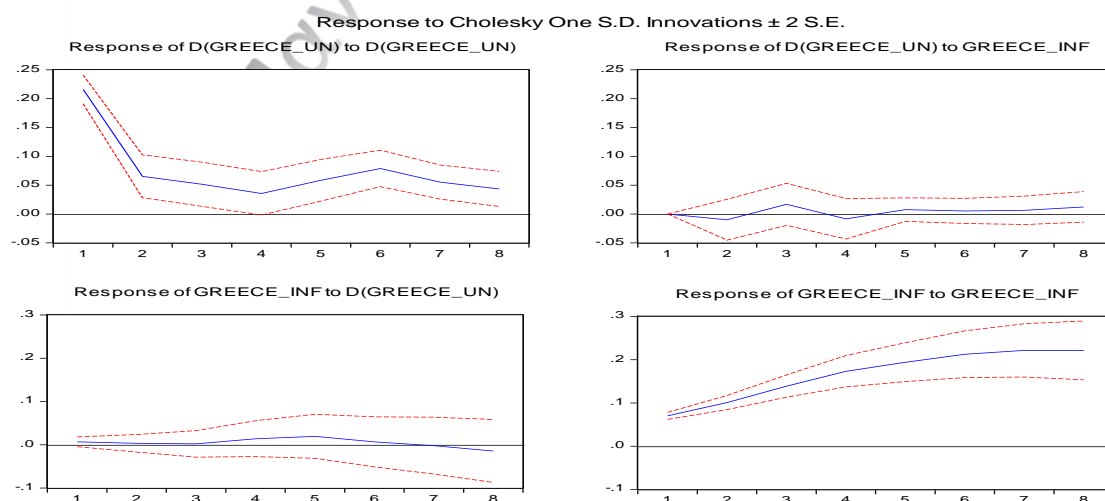
στην οποία η σχέση ανάμεσα σε ανεργία και πληθωρισμό είναι αμφίπλευρη. Τέλος, σε Βέλγιο, Πορτογαλία, Σουηδία και Ρουμανία δεν εμφανίζεται κάποια μορφή σχέσης αιτιότητας. Συνοψίζοντας, το τελικό συμπέρασμα είναι πως στις υπό μελέτη χώρες η πλειοψηφία και συγκεκριμένα οι οχτώ από τις δεκαπέντε η ανεργία αιτιάζει τον πληθωρισμό.

4.6 Συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων

Τα διανύσματα αυτοπαλινδρομήσεων (Vector Autoregression Model) ή αλλιώς VAR υποδείγματα, χρησιμοποιούνται εκτός από τους ελέγχους αιτιότητας και για τον υπολογισμό των αιφνίδιων αντιδράσεων. Η συνάρτηση αιφνίδιων αντιδράσεων προσδιορίζει την επίδραση που έχει στις ενδογενείς μεταβλητές του συστήματος μια τυχαία αιφνίδια διαταραχή στις μεταβλητές.

Στην ενότητα αυτή παρουσιάζεται, πως αντιδούν οι μεταβλητές (ανεργία και πληθωρισμός) σε ένα σοκ (διαταραχή) που υφίσταται στα κατάλοιπά τους. Ειδικότερα, αυτή η διαταραχή μετράται σε βαθμούς τυπικών αποκλίσεων. Στα διαγράμματα που παρουσιάζονται παρακάτω, φαίνονται όλοι οι πιθανοί συνδυασμοί των μεταβλητών που αντιδούν στη διαταραχή. Στον οριζόντιο άξονα των διαγραμμάτων απεικονίζεται ο αριθμός των περιόδων στο μέλλον στον οποίο γίνεται ο έλεγχος για την αντίδραση των μεταβλητών, ενώ στον κατακόρυφο άξονα απεικονίζεται το μέγεθος της διαταραχής της κάθε μεταβλητής σε όρους τυπικών αποκλίσεων.

➤ Ελλάδα

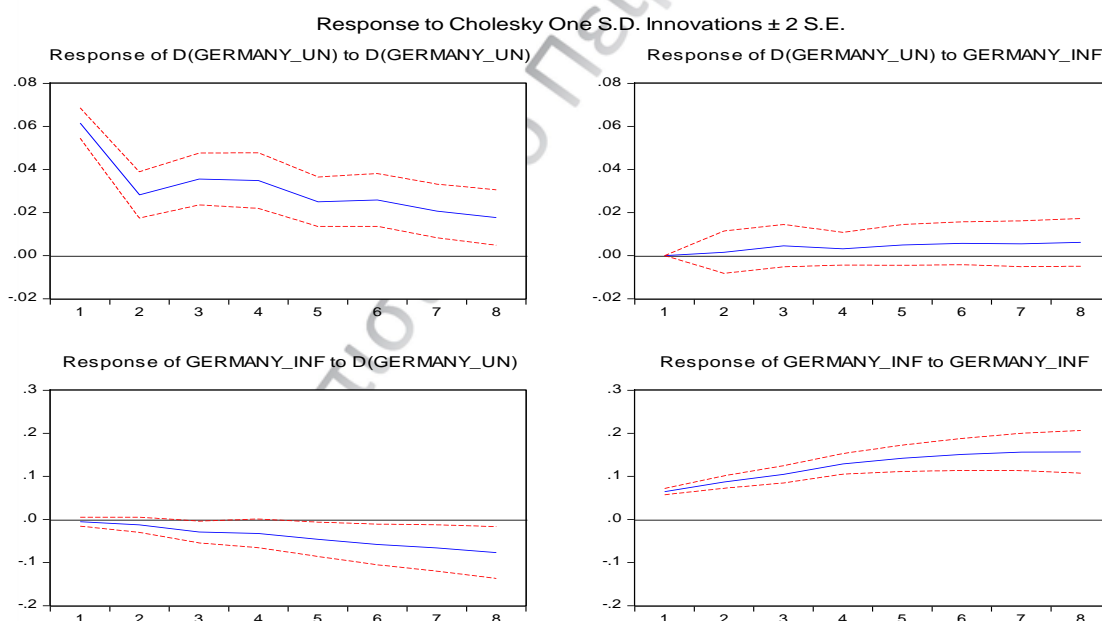


Διάγραμμα 4.1

Γραφική απεικόνιση συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων για την Ελλάδα

Το Διάγραμμα 4.1 απεικονίζει τις συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων για την Ελλάδα ανάμεσα στις διαφορές της ανεργίας και στον πληθωρισμό. Η αντίδραση των διαφορών της ανεργίας σε μια διαταραχή των καταλοίπων του πληθωρισμού κατά μία τυπική απόκλιση εμφανίζεται στο δεύτερο γράφημα και είναι σχεδόν μηδενική σε βάθος χρόνου οχτώ περιόδων. Συνεπώς, το VAR σύστημα και συγκεκριμένα η μεταβλητή των διαφορών της ανεργίας είναι ανεπηρέαστη σε αιφνίδιες αντιδράσεις του πληθωρισμού. Στο γράφημα 3 αντίθετα φαίνεται η αντίδραση του πληθωρισμού σε μία αιφνίδια αντίδραση των καταλοίπων των πρώτων διαφορών της ανεργίας. Αυτό που προκύπτει ως συμπέρασμα είναι πως η αντίδραση του πληθωρισμού δε ξεπερνά σε μέγεθος τη μία τυπική απόκλιση συνολικά αλλά, μετά την έβδομη περίοδο εμφανίζεται να επηρεάζεται αρνητικά ο πληθωρισμός καθώς μειώνεται σύμφωνα με το γράφημα τρία.

➤ Γερμανία

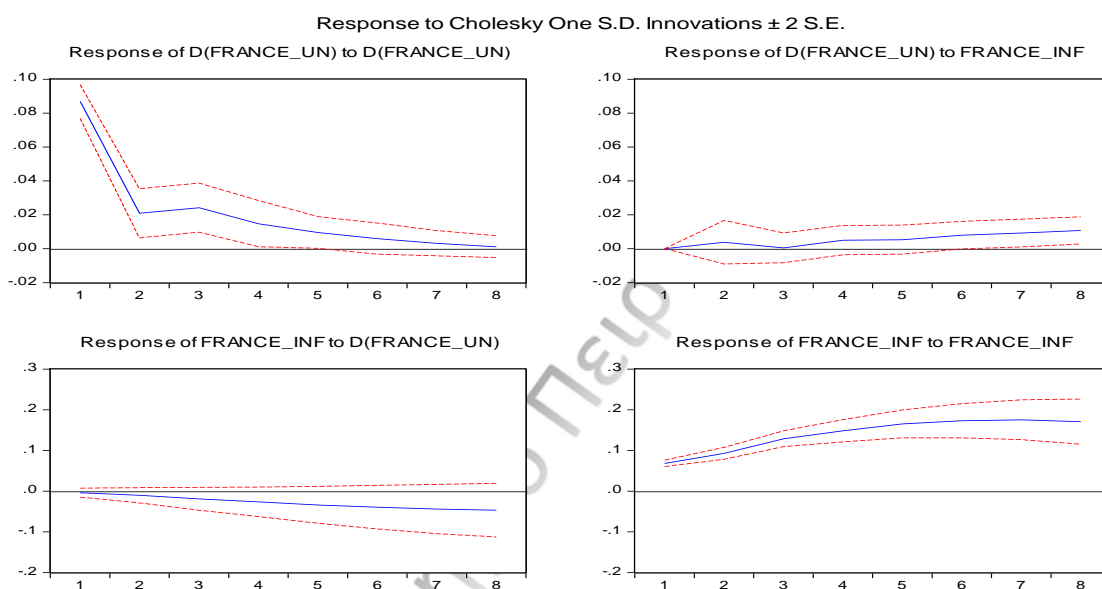


Διάγραμμα 4.2
Γραφική απεικόνιση συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων για τη Γερμανία

Το Διάγραμμα 4.2 αποτελείται από τέσσερα επιμέρους γραφήματα που δείχνουν πως αντιδρά μια μεταβλητή κάθε φορά σε εμφάνιση ενός σοκ μεγέθους μίας τυπικής απόκλισης στα κατάλοιπα της άλλης μεταβλητής για τη Γερμανία. Συγκεκριμένα το δεύτερο γράφημα δείχνει πως οι διαφορές πρώτης τάξης της ανεργίας αυξάνονται ελαφρώς όταν εμφανίζεται διαταραχή μεγέθους μίας τυπικής απόκλισης στον πληθωρισμό. Η αύξηση όμως, δεν είναι ιδιαίτερα έντονη, καθώς

η αντίδραση των διαφορών της ανεργίας δε ξεπερνά τις 0.2 τυπικές αποκλίσεις. Το τρίτο γράφημα, δείχνει πως μια διαταραχή στα κατάλοιπα των διαφορών της ανεργίας επηράζει το Γερμανικό πληθωρισμό. Η αντίδρασή του είναι πτωτική σε βάθος χρόνου οχτώ περιόδων, με το Γερμανικό πληθωρισμό να μεταβάλλεται κατά μία τυπική απόκλιση στην όγδοη περίοδο.

➤ Γαλλία

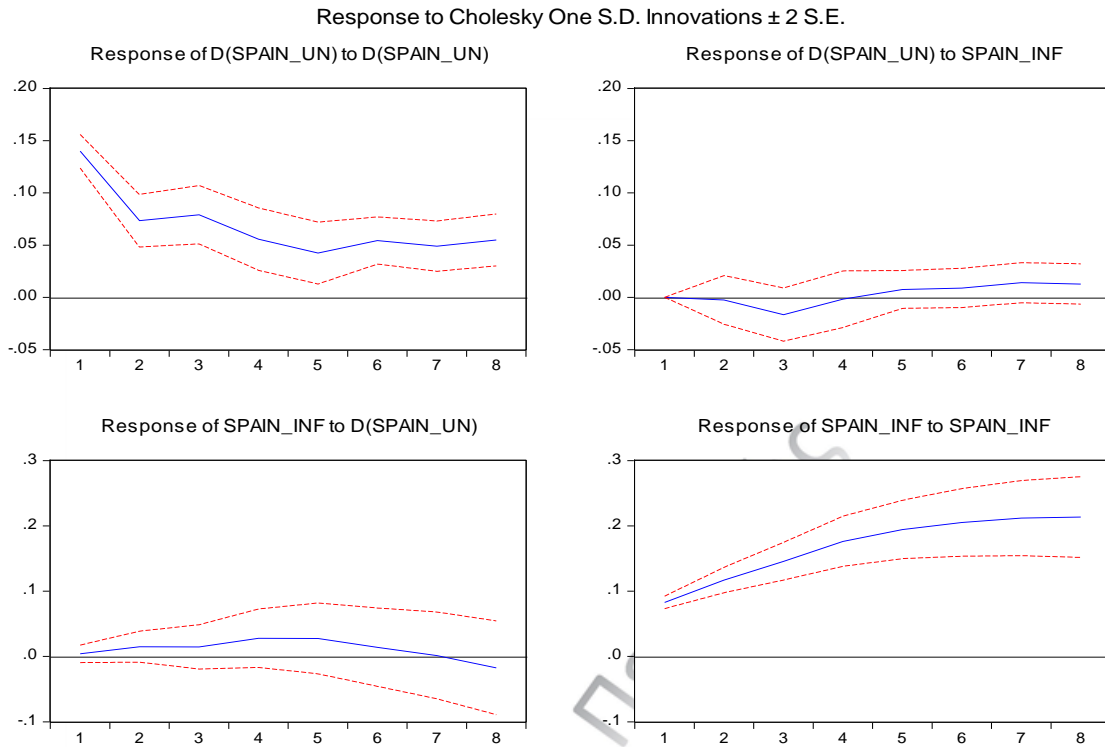


Διάγραμμα 4.3

Γραφική απεικόνιση συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων για τη Γαλλία

Το Διάγραμμα 4.3 απεικονίζει τις συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων για τη Γαλλία. Οι αντιδράσεις στις δύο μεταβλητές είναι αντίστοιχες με αυτές που εμφανίστηκαν και στη Γερμανία. Ειδικότερα, το δεύτερο γράφημα δείχνει μια ελαφρώς ανοδική τάση στη μεταβλητή των πρώτων διαφορών της ανεργίας όταν εμφανίζεται μια διαταραχή στα κατάλοιπα του πληθωρισμού. Η ανοδική τάση δεν είναι ιδιαίτερα έντονη καθώς η αύξηση της μεταβλητής $D(\text{France_UN})$ δε ξεπερνά τις 0.2 τυπικές αποκλίσεις. Στο γράφημα τρία εμφανίζεται η αντίδραση του γαλλικού πληθωρισμού σε μία διαταραχή των καταλοίπων της μεταβλητής $D(\text{France_UN})$. Η αντίδραση αυτή είναι πτωτική και τη χρονική στιγμή των οχτώ περιόδων στο μέλλον από το σημείο $t=0$ φτάνει σε μέγεθος μίας τυπικής απόκλισης. Γενικά, το μοντέλο VAR που επιλέχτηκε για τη Γαλλία είναι ιδιαίτερα σταθερό σε διαταραχές τόσο στη μεταβλητή του πληθωρισμού όσο και στις διαφορές της ανεργίας.

➤ Ισπανία

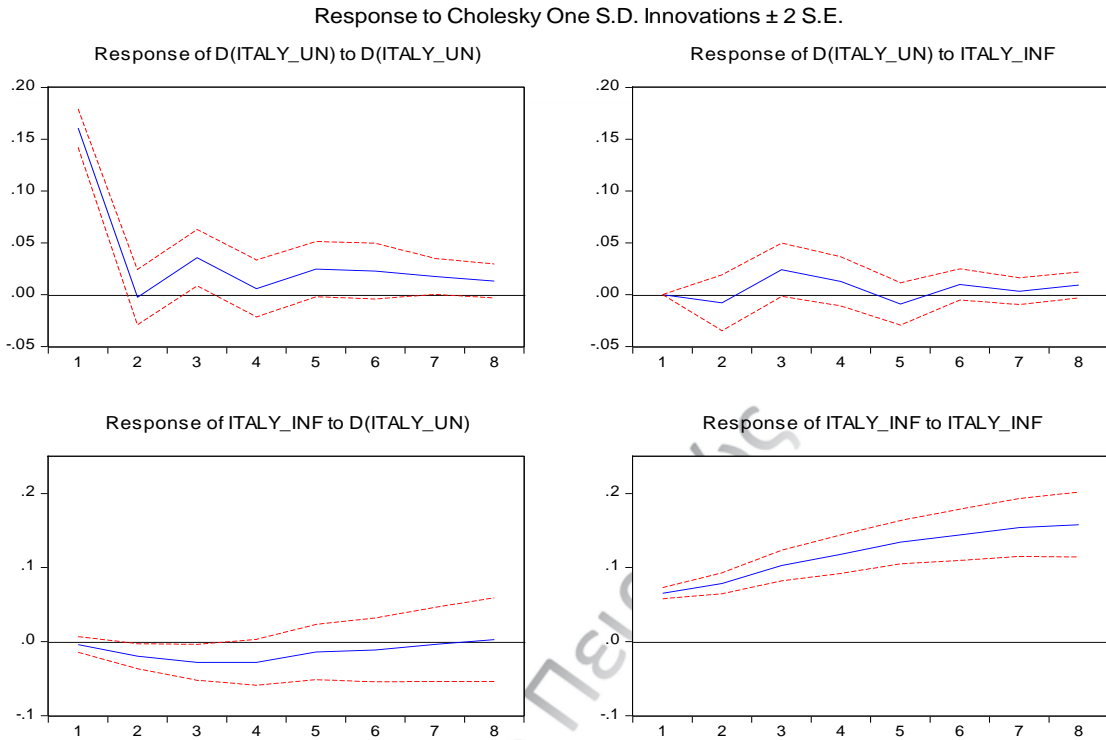


Διάγραμμα 4.4

Γραφική απεικόνιση συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων για την Ισπανία

Το Διάγραμμα 4.4 απεικονίζει τις αντιδράσεις των μεταβλητών των πρώτων διαφορών της ανεργίας και του πληθωρισμού. Στο δεύτερο γράφημα, αρχικά η αντίδραση των διαφορών της ανεργίας σε μια αντίδραση του πληθωρισμού είναι πτωτική μέχρι την τρίτη χρονική περίοδο, ενώ στη συνέχεια είναι αυξητική μέχρι την όγδοη περίοδο στο μέλλον. Το τρίτο γράφημα απεικονίζει την αντίδραση του Ισπανικού πληθωρισμού σε μία διαταραχή των καταλοίπων των διαφορών της ανεργίας. Η μεταβολή του πληθωρισμού είναι ανοδική μέχρι τις πέντε περιόδους σε βάθος χρόνου, ενώ στη συνέχεια είναι πτωτική μέχρι την όγδοη περίοδο στο μέλλον. Συνολικά, το VAR υπόδειγμα που επιλέχθηκε για την Ισπανία είναι πιο ευάλωτο σε αιφνίδιες διαταραχές καθώς παρουσιάζονται αυξομειώσεις στις αντιδράσεις των μεταβλητών.

➤ **Ιταλία**

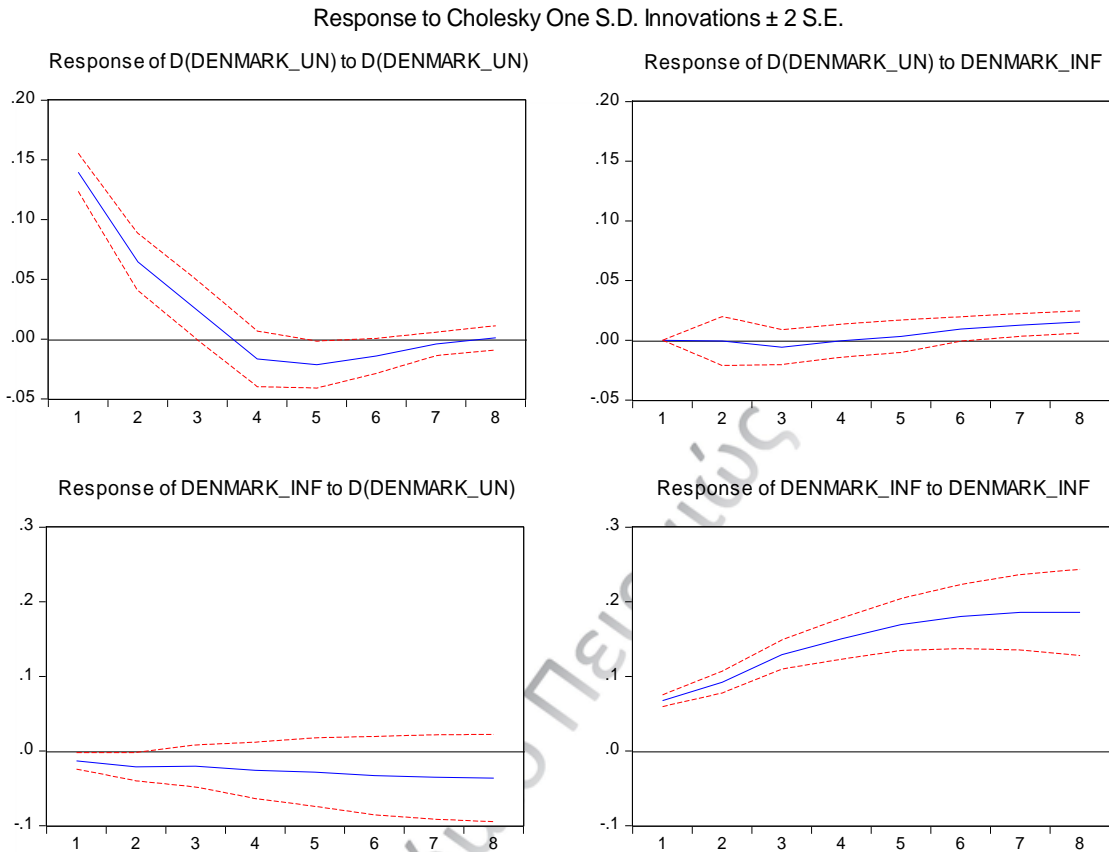


Διάγραμμα 4.5

Γραφική απεικόνιση συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων για την Ιταλία

Το Διάγραμμα 4.5 απεικονίζει τις αντιδράσεις για τις μεταβλητές του πληθωρισμού και των πρώτων διαφορών της ανεργίας. Το δεύτερο γράφημα δείχνει πώς αντιδρούν οι διαφορές της ανεργίας αν δωθεί ένα σοκ στον ιταλικό πληθωρισμό. Αρχικά μέχρι τη δεύτερη περίοδο η αντίδραση είναι πτωτική, στη συνέχεια ανοδική με μεταβολή μεγέθους μισής τυπικής απόκλισης, ενώ στη συνέχεια ξαναμειώνεται μέχρι την πέμπτη περίοδο στο μέλλον από το σημείο $t=0$. Από εκείνο το σημείο και έπειτα δεν υπάρχει έντονη αντίδραση των διαφορών της ανεργίας μέχρι την όγδοη περίοδο. Το τρίτο γράφημα, απεικονίζει πως αντιδρά ο ιταλικός πληθωρισμός σε ένα σοκ που εμφανίζεται στα κατάλοιπα των διαφορών της ανεργίας. Αρχικά, εμφανίζεται μια αρνητική αντίδραση του ιταλικού πληθωρισμού μέχρι την τέταρτη περίοδο, ενώ στη συνέχεια παρατηρείται μια ελαφρώς ανοδική τάση μέχρι την όγδοη περίοδο. Συνολικά, το VAR υπόδειγμα της Ιταλίας δεν είναι ιδιαίτερα σταθερό σε διαταραχές των καταλοίπων καθώς και στην περίπτωση της Ιταλίας εμφανίζονται αυξομειώσεις σε διαταραχές των καταλοίπων των μεταβλητών.

➤ **Δανία**

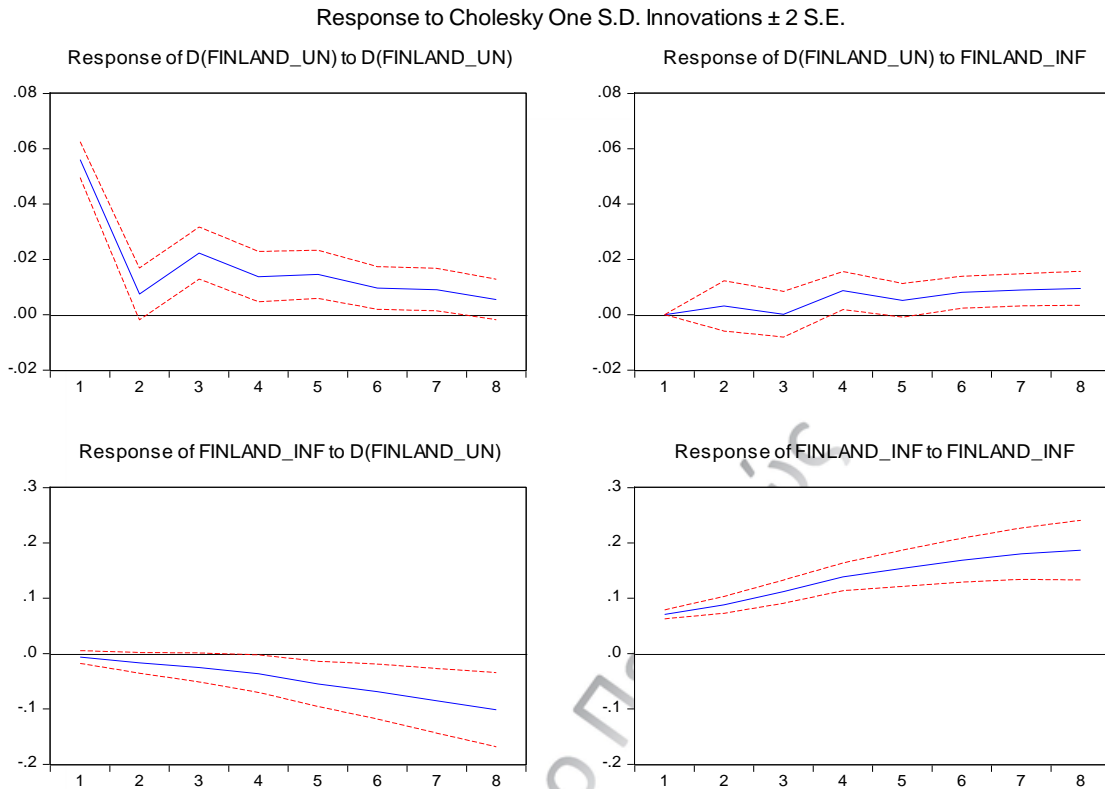


Διάγραμμα 4.6

Γραφική απεικόνιση συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων για τη Δανία

Το Διάγραμμα 4.6 απεικονίζει τα επιμέρους γραφήματα για τις αντιδράσεις της κάθε μεταβλητής σε σοκ των καταλοίπων της άλλης ενδογενής μεταβλητής στη Δανία. Σύμφωνα με το δεύτερο γράφημα, η αντίδραση των διαφορών της ανεργίας σε σοκ του πληθωρισμού μεγέθους μίας τυπικής απόκλισης είναι αρνητική στην τρίτη περίοδο, ενώ στη συνέχεια εμφανίζει ανοδική τάση μέχρι την όγδοη περίοδο στο μέλλον. Το τρίτο κατά σειρά επιμέρους γράφημα απεικονίζει αντίστοιχα την αντίδραση του πληθωρισμού στη Δανία όταν εμφανίζεται ένα σοκ στις διαφορές της ανεργίας. Ειδικότερα, αυτή είναι αρνητική και συνεχώς μειούμενη μέχρι την όγδοη περίοδο. Επίσης, το μέγεθός της δε ξεπερνά τη μία τυπική απόκλιση.

➤ Φινλανδία

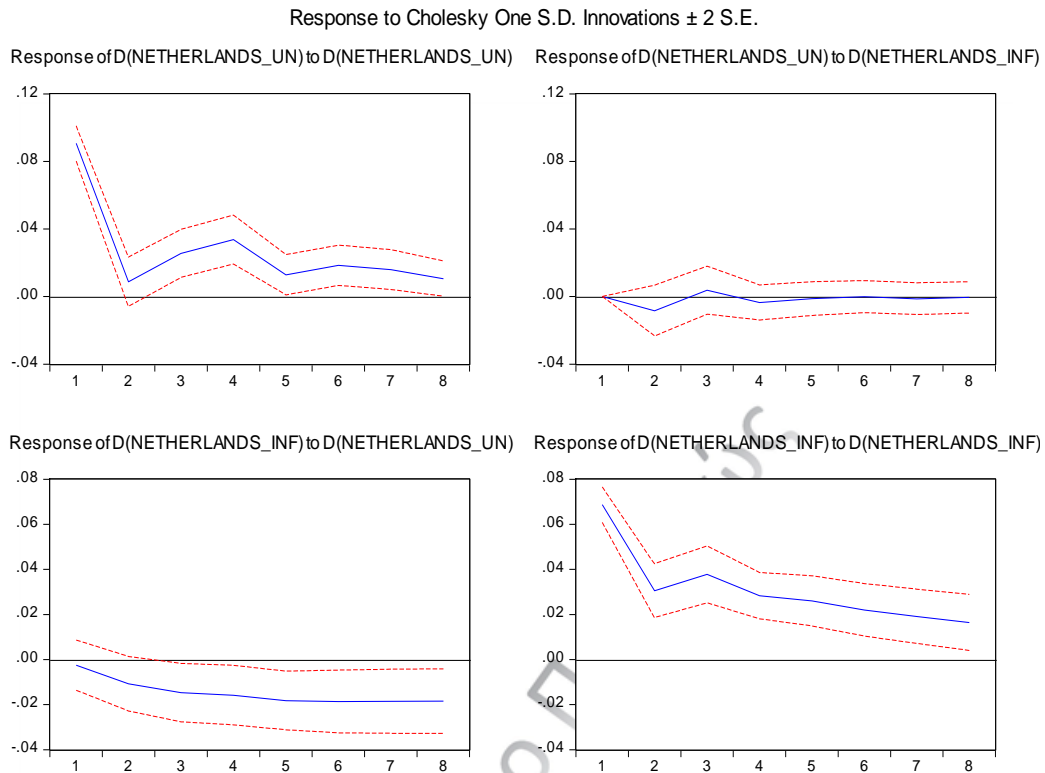


Διάγραμμα 4.7

Γραφική απεικόνιση συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων για τη Φινλανδία

Η ανάλυση συνεχίζεται με το Διάγραμμα 4.7 και τις συναρτήσεις των αιφνίδιων αντιδράσεων για τη Φινλανδία. Το δεύτερο γράφημα δείχνει μια ανοδική αντίδραση των διαφορών της ανεργίας στη Φινλανδία σε διάστημα οχτώ περιόδων όταν εμφανίζεται ένα σοκ στον πληθωρισμό της χώρας. Σε αντίθεση, το τρίτο γράφημα, απεικονίζει μια συνεχόμενη καθοδική πορεία του πληθωρισμού της Φινλανδίας σε μια διαταραχή των καταλοίπων των διαφορών της ανεργίας. Επίσης αυτή η αντίδραση είναι αρνητική σε όλο το εύρος της και ξεπερνά τη μία τυπική απόκλιση στην όδγοη περίοδο. Συνεπώς, μπορεί να εξαχθεί το συμπέρασμα πως η αντίδραση του πληθωρισμού της Φινλανδίας είναι ιδιαίτερα έντονη σε σχέση με αυτήν των διαφορών της ανεργίας σε αιφνίδιες διαταραχές. Αυτή η έντονη αντίδραση του πληθωρισμού της Φινλανδίας καθιστά το VAR υπόδειγμα ιδιαίτερα ευάλωτο σε αιφνίδιες διαταραχές, γεγονός που πιθανόν να οδηγήσει σε ακραίες τιμές σε μελλοντικές προβλέψεις.

➤ Ολλανδία

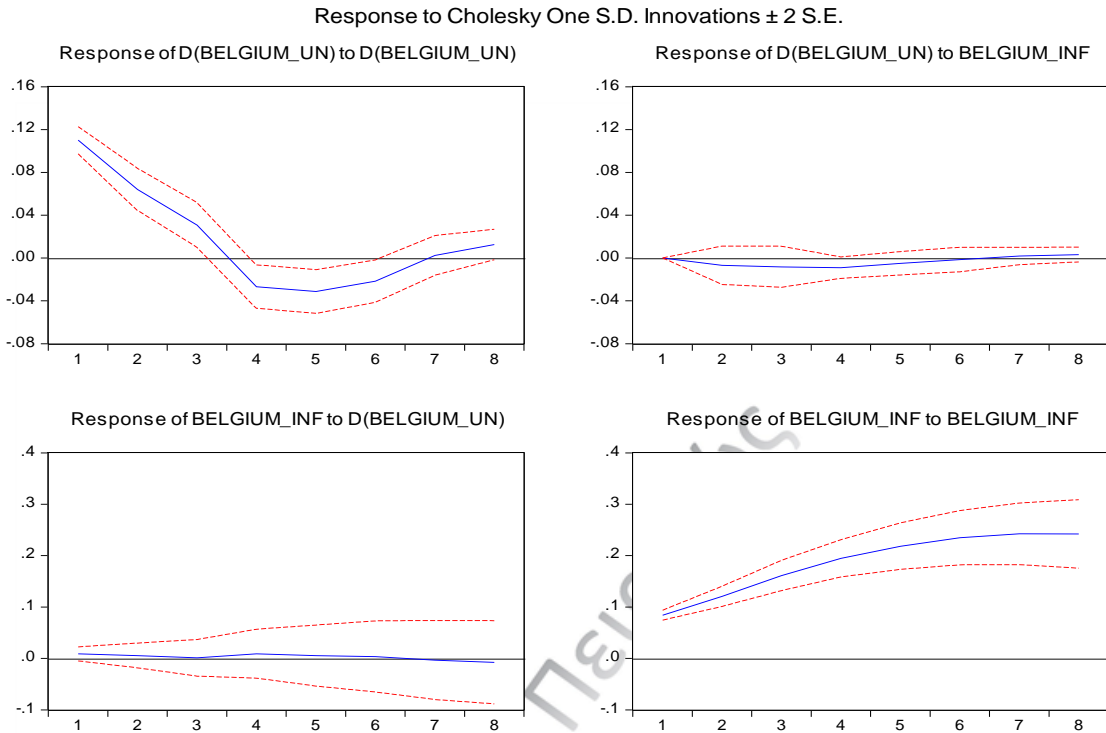


Διάγραμμα 4.8

Γραφική απεικόνιση συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων για την Ολλανδία

Το Διάγραμμα 4.8 απεικονίζει τέσσερα επιμέρους γραφήματα για τις αντιδράσεις των μεταβλητών σε αιφνίδιες αντιδράσεις μεγέθους μίας τυπικής απόκλισης στα κατάλοιπα. Το δεύτερο γράφημα αρχικά δείχνει μια καθοδική αντίδραση στις διαφορές της ανεργίας μέχρι τη δεύτερη περίοδο, ενώ στη συνέχεια πάλι αυξάνεται μέχρι την τέταρτη περίοδο. Από εκείνο το χρονικό σημείο και έπειτα η αντίδραση των διαφορών της ανεργίας σε πιθανές διαταραχές των διαφορών του πληθωρισμού είναι μηδενική (η μπλε γραμμή ταυτίζεται με τον οριζόντιο άξονα). Το τρίτο κατά σειρά γράφημα εμφανίζει μια έντονη αρνητική αντίδραση των διαφορών του πληθωρισμού σε σοκ των διαφορών της ανεργίας. Η αντίδραση εκτός από αρνητική είναι και μειούμενη με το μέγεθός της να φτάνει τις -0.2 τυπικές αποκλίσεις. Συνολικά αυτό που μπορεί να ειπωθεί για το VAR σύστημα της Ολλανδίας, είναι πως επειδή οι διαφορές του πληθωρισμού είναι ευάλωτες σε αιφνίδιες αντιδράσεις των καταλοίπων των διαφορών της ανεργίας, το κάνει λιγότερο σταθερό σε μελλοντικές προβλέψεις.

➤ Βέλγιο

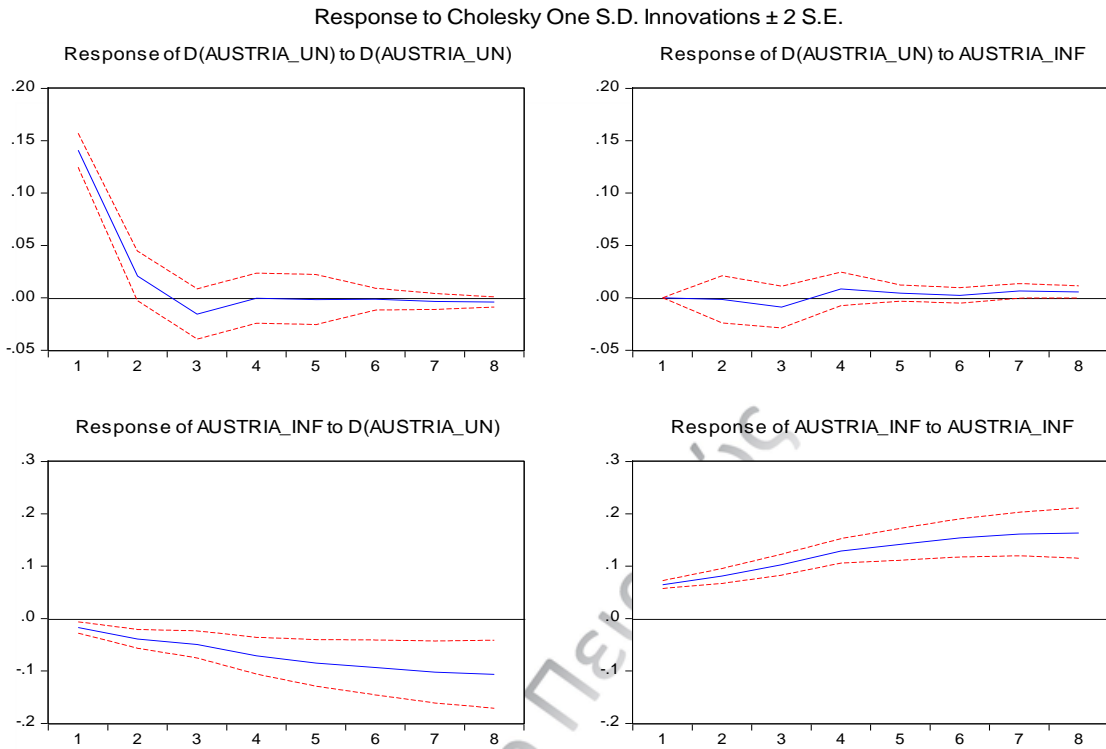


Διάγραμμα 4.9

Γραφική απεικόνιση συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων για το Βέλγιο

Η ανάλυση συνεχίζεται με τις συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων για το Βέλγιο οι οποίες απεικονίζονται στο Διάγραμμα 4.9. Το δεύτερο γράφημα εμφανίζει μια γενική σταθερότητα των διαφορών της ανεργίας για το Βέλγιο σε πιθανές διαταραχές των καταλοίπων του πληθωρισμού. Το ίδιο συμβαίνει και για τις αντιδράσεις του βέλγικου πληθωρισμού σε σοκ των διαφορών της ανεργίας. Στα δύο γραφήματα η μπλε γραμμή φαίνεται να ταυτίζεται με τον οριζόντιο άξονα. Επίσης από τους ελέγχους αιτιότητας που έχουν γίνει καμία μεταβλητή δεν αιτιάζει την άλλη, συνεπώς δεν υπάρχει και σημαντική επίδραση μεταξύ τους σε όρους αιτιότητας. Το ίδιο συμβαίνει και σε περιπτώσεις αιφνίδιων αντιδράσεων σύμφωνα με το Διάγραμμα 4.9. Συνεπώς, το VAR σύστημα που έχει επιλεγεί είναι ιδιαίτερα σταθερό για τη διενέργεια προβλέψεων και όχι ιδιαίτερα ευάλωτο σε σοκ καταλοίπων.

➤ Αυστρία

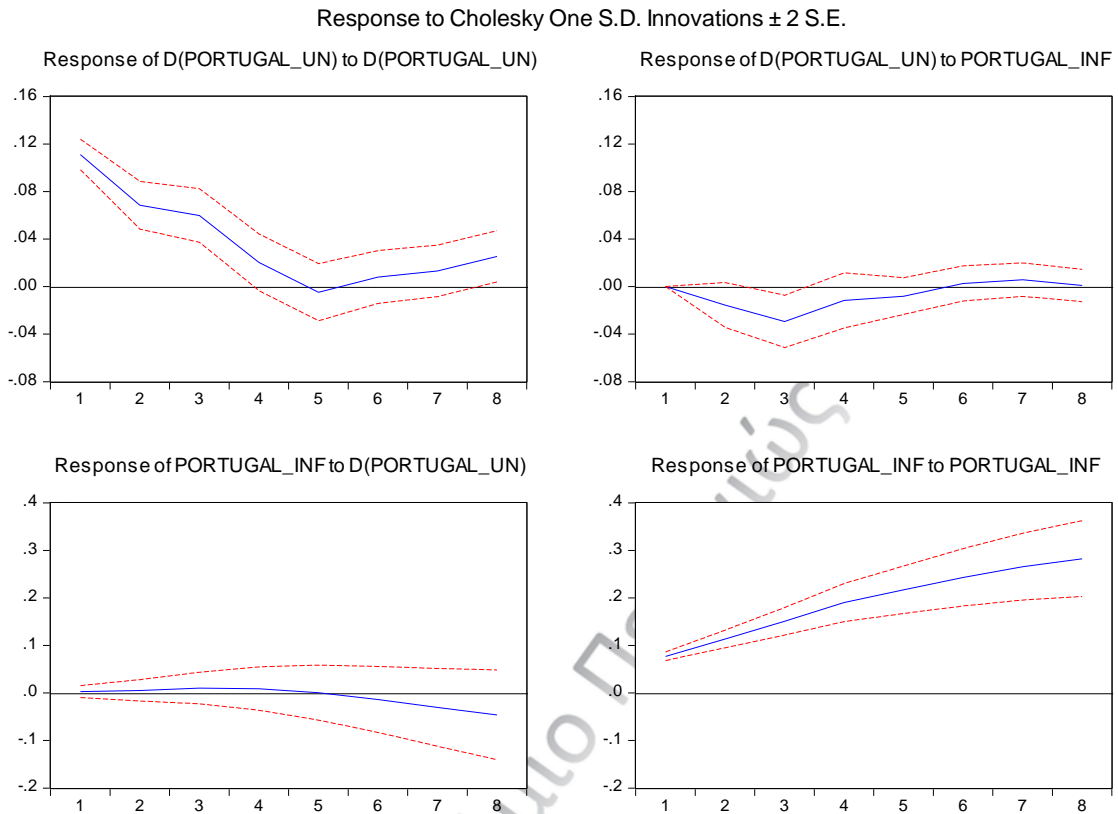


Διάγραμμα 4.10

Γραφική απεικόνιση συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων για την Αυστρία

Σύμφωνα με το Διάγραμμα 4.10 και τα επιμέρους γραφήματα, φαίνονται οι επιδράσεις των διαταραχών των καταλοίπων στις μεταβλητές. Ειδικότερα, στο δεύτερο γράφημα, φαίνεται σχεδόν μικρή αντίδραση των διαφορών της ανεργίας για την Αυστρία σε πιθανά σοκ των καταλοίπων του πληθωρισμού (καθώς η μπλε γραμμή βρίσκεται σχεδόν πάνω στον οριζόντιο άξονα). Αντίθετα, η μεταβολή του πληθωρισμού της Αυστρίας σε σοκ μιας τυπικής απόκλισης της ανεργίας είναι αρνητική και φτάνει σε μέγεθος μιας τυπικής απόκλισης στην όγδοη περίοδο. Συνεπώς υπάρχει αντίδραση του πληθωρισμού όταν εμφανίζεται ένα σοκ στις διαφορές της ανεργίας, κάτι που το επιβεβαιώνει και η κατεύθυνση του ελέγχου αιτιότητας για τη συγκεκριμένη χώρα (ανεργία αιτιάζει τον πληθωρισμό σύμφωνα με τον Πίνακα 4.8).

➤ Πορτογαλία



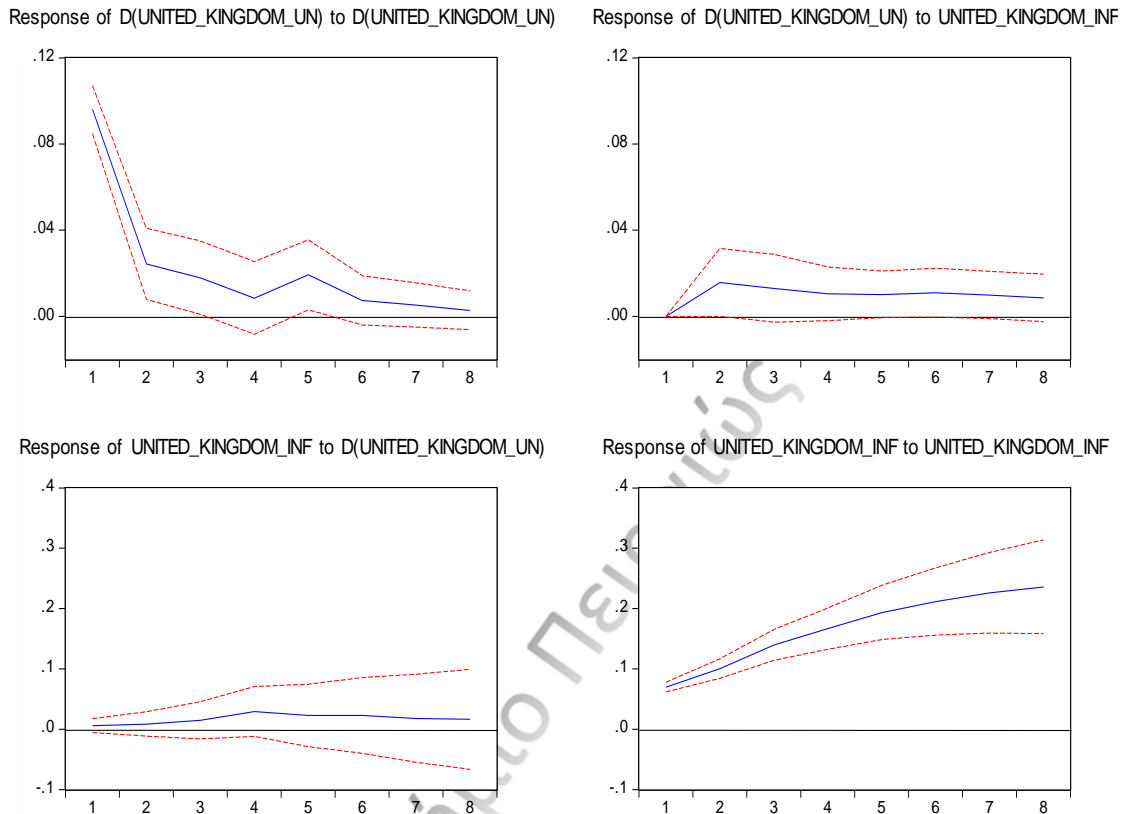
Διάγραμμα 4.11

Γραφική απεικόνιση συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων για την Πορτογαλία

Στο Διάγραμμα 4.11 εμφανίζονται οι συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων για την Πορτογαλία. Στο δεύτερο γράφημα αρχικά υπάρχει πτωτική αντίδραση των διαφορών της ανεργίας της Πορτογαλίας σε σοκ που εμφανίζεται στα κατάλοιπα του πληθωρισμού, ενώ στη συνέχεια υπάρχει συνεχόμενη αυξητική αντίδραση του μεγέθους. Το τρίτο γράφημα με τη σειρά του δείχνει αρχικά μια σχεδόν μηδενική μεταβολή του πληθωρισμού της Πορτογαλίας σε ένα σοκ των διαφορών της ανεργίας. Μετά την όγδοη περίοδο όμως από το χρονικό σημείο $t=0$ παρατηρείται μια πτωτική πορεία του μεγέθους που ξεπερνά σε μεταβολή τη μία τυπική απόκλιση. Συνολικά, αυτό που μπορεί να ειπωθεί για τις δύο μεταβλητές, είναι πως περισσότερο ο πληθωρισμός είναι αυτός που αντιδράσει σε πιθανό σοκ των καταλοίπων της άλλης μεταβλητής. Το γεγονός αυτό, μετατρέπει το VAR σύστημα σε ένα υπόδειγμα με τη μεταβλητή του πληθωρισμού να έχει μεγάλη τυπική απόκλιση, πράγμα που το καθιστά λιγότερο αξιόπιστο για προβέψεις.

➤ Ην. Βασίλειο

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

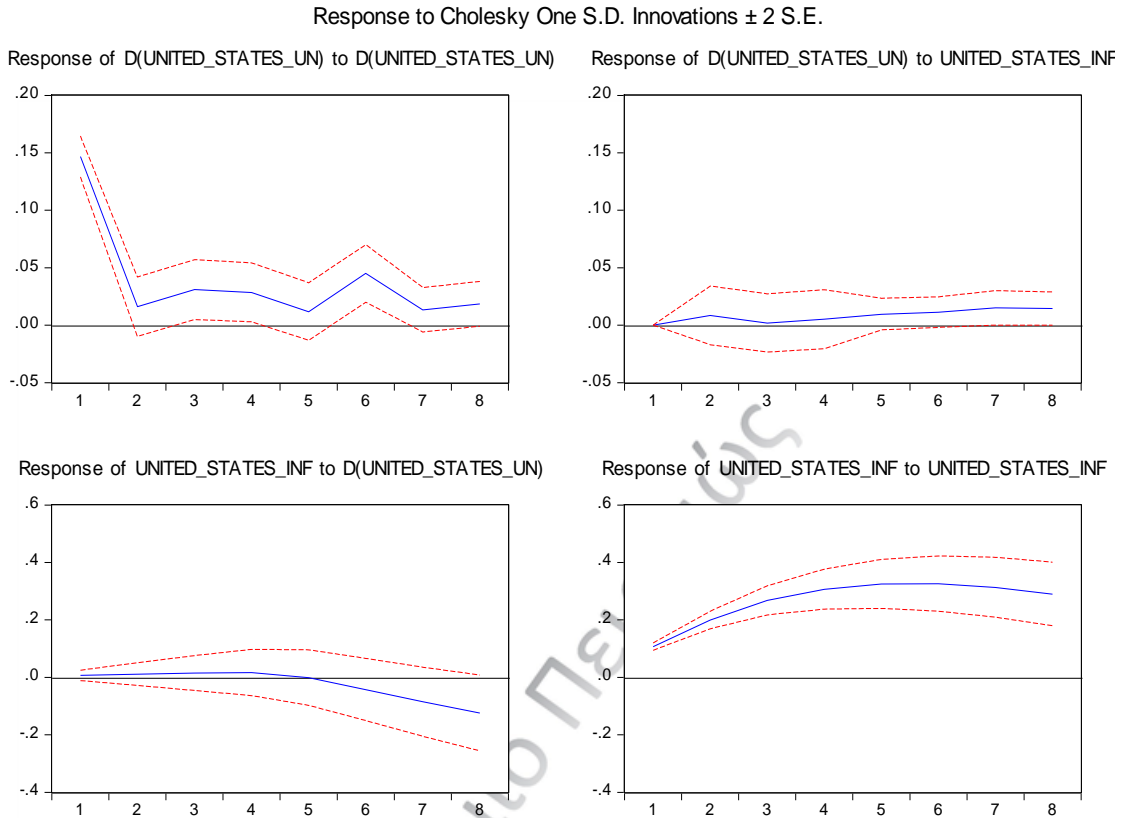


Διάγραμμα 4.12

Γραφική απεικόνιση συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων για το Ην. Βασίλειο

Σύμφωνα με το Διάγραμμα 4.12 και τα επιμέρους γραφήματά του, εμφανίζονται οι αιφνίδιες αντιδράσεις των δύο μεταβλητών για το Ηνωμένο Βασίλειο. Όπως απεικονίζει το δεύτερο γράφημα, η αντίδραση των διαφορών της ανεργίας σε μία διαταραχή των καταλοίπων του πληθωρισμού είναι θετική και σχετικά σταθερή σε όλο το βάθος χρόνου των οχτώ περιόδων. Το μέγεθός της δε ξεπερνά τις 0,04 τυπικές αποκλίσεις. Στο τρίτο γράφημα εμφανίζονται οι αντιδράσεις της μεταβλητής του πληθωρισμού σε πιθανά σοκ των καταλοίπων των διαφορών της ανεργίας. Μέχρι την τέταρτη περίοδο παρουσιάζεται αυξητική τάση στο μέγεθος $\text{United_Kingdom_Inf}$ αλλά μετά το συγκεκριμένο χρονικό σημείο εμφανίζεται καθοδική τάση, η οποία δεν είναι ιδιαίτερα έντονη. Συνεπώς και τα δύο μεγέθη δε μεταβάλλονται ιδιαίτερα σε πιθανές διαταραχές των καταλοίπων των άλλων μεταβλητών, γεγονός που κάνει το VAR σύστημα που έχει επιλεγεί για το Ηνωμένο Βασίλειο αξιόπιστο για προβλέψεις.

➤ **Η.Π.Α.**

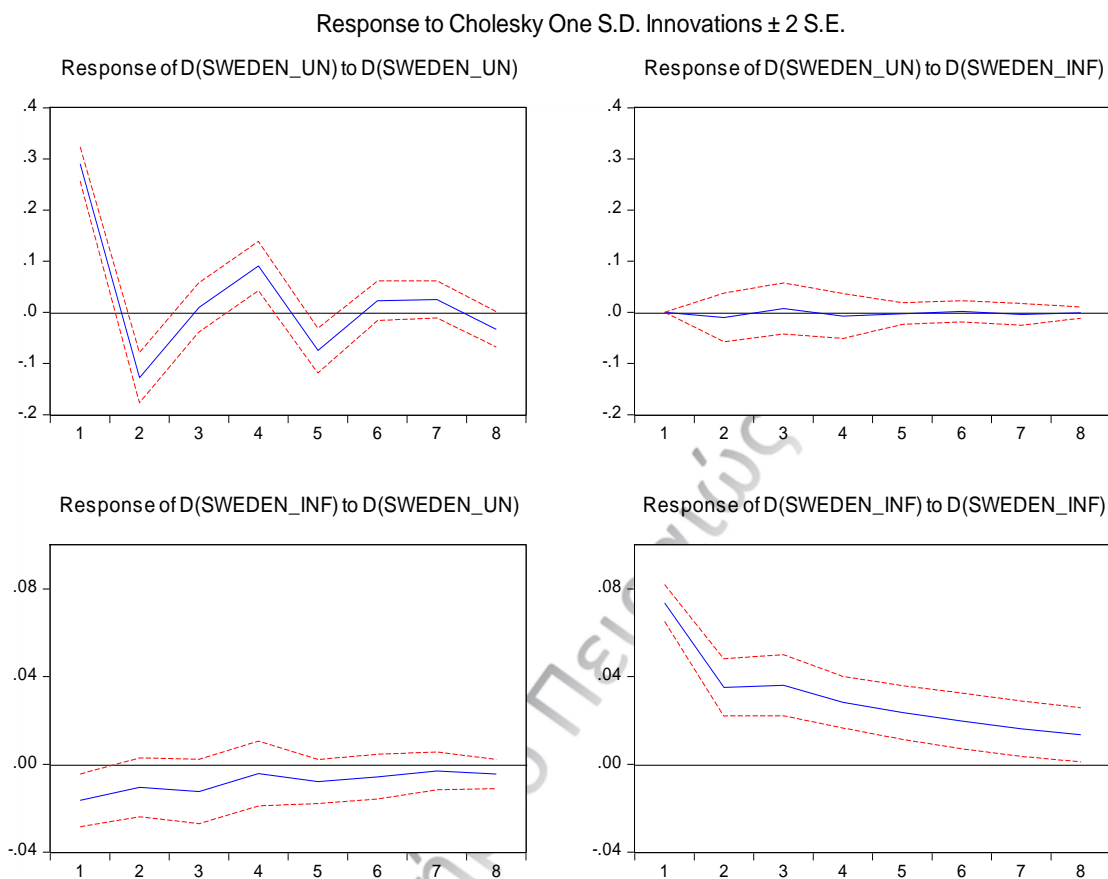


Διάγραμμα 4.13

Γραφική απεικόνιση συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων για τις Η.Π.Α.

Το Διάγραμμα 4.13 δείχνει τις μεταβολές των μεταβλητών του πληθωρισμού και των διαφορών της ανεργίας για τη χώρα των Η.Π.Α. Στο δεύτερο επιμέρους γράφημα παρουσιάζεται μια ελαφρώς αυξητική τάση των πρώτων διαφορών της ανεργίας σε μια πιθανή διαταραχή των καταλοίπων του πληθωρισμού που δε ξεπερνά τις 0,05 τυπικές αποκλίσεις. Στο τρίτο επιμέρους γράφημα εμφανίζεται ο πληθωρισμός και η μεταβολή του σε ένα σοκ μεγέθους μιας τυπικής απόκλισης για τις διαφορές της ανεργίας. Μέχρι την τέταρτη περίοδο εμφανίζεται σχεδόν μηδενική αντίδραση του πληθωρισμού, ενώ μετά από το συγκεκριμένο χρονικό σημείο παρουσιάζεται πτώτική πορεία του μεγέθους. Στην όγδοη περίοδο η πτώση του πληθωρισμού φτάνει σε μέγεθος δύο τυπικών αποκλίσεων, γεγονός που την καθιστά ως ιδιαίτερα έντονη μεταβολή στο VAR σύστημα.

➤ Σουηδία

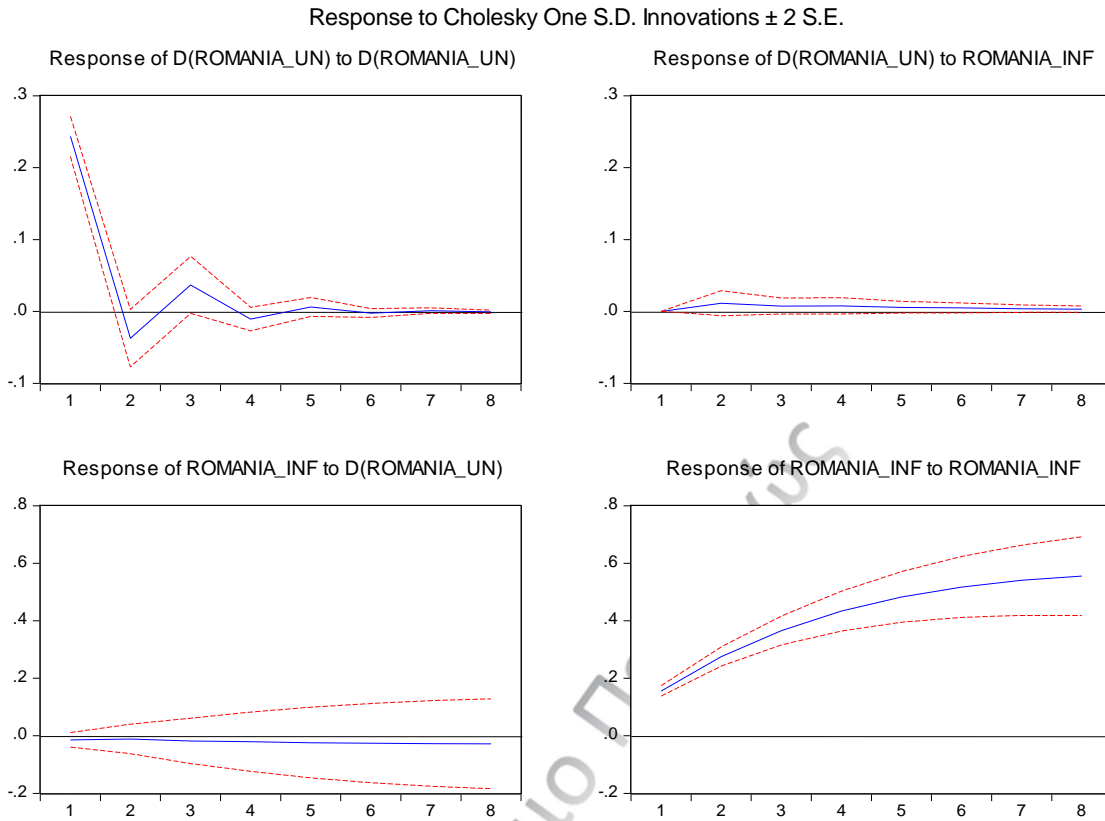


Διάγραμμα 4.14

Γραφική απεικόνιση συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων για τη Σουηδία

Σειρά ως προς την ανάλυση των αιφνίδιων αντιδράσεων έχει η Σουηδία με το Διάγραμμα 4.14. Το δεύτερο επιμέρους διάγραμμα απεικονίζει μια μηδενική αντίδραση στο μέγεθος των διαφορών πρώτης τάξης της ανεργίας όταν εμφανίζεται ένα σοκ στις διαφορές του πληθωρισμού. Σύμφωνα με το συγκεκριμένο γράφημα η μπλε γραμμή είναι συνεχώς πάνω στον οριζόντιο άξονα σε όλο το διάστημα των οχτώ περιόδων. Στο τρίτο γράφημα είναι εμφανής η αρνητική αντίδραση των διαφορών του πληθωρισμού σε ένα σοκ των διαφορών της ανεργίας. Ειδικότερα, σε όλο το βάθος χρόνου των οχτώ περιόδων εμφανίζεται αρνητική μεταβολή του μεγέθους $D(Sweden_Inf)$ σε μία διαταραχή του $D(Sweden_UN)$ η οποία σε μέγεθος δε ξεπερνά τις 0,04 τυπικές αποκλίσεις.

➤ Ρουμανία



Διάγραμμα 4.15

Γραφική απεικόνιση συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων για τη Ρουμανία

Η ανάλυση τελειώνει με τη Ρουμανία και τις συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων του Διαγράμματος 4.15. Στο δεύτερο γράφημα εμφανίζεται μια μηδενική πορεία στην αντίδραση του μεγέθους των διαφορών της ανεργίας όταν εμφανίζεται ένα σοκ μιας τυπικής απόκλισης στον πληθωρισμό. (μπλε γραμμή ελάχιστα πιο πάνω από τον οριζόντιο άξονα. Αντίθετα, στο τρίτο επιμέρους γράφημα εμφανίζεται μικρή αρνητική αντίδραση του πληθωρισμού όταν δωθεί μία διαταραχή μεγέθους μιας τυπικής απόκλισης στα κατάλοιπα των διαφορών της ανεργίας. Συνολικά, το VAR υπόδειγμα που έχει επιλεγεί για τη Ρουμανία είναι ιδιαίτερα σταθερό και αξιόπιστο σε προβλέψεις με τις μεταβλητές να μην αντιδρούν ιδιαίτερα σε διαταραχές.

4.7 Συμπεράσματα

Το πρώτο κομμάτι της ανάλυσης περιλαμβάνει την παρουσίαση των περιγραφικών στατιστικών στους Πίνακες 4.1 και 4.2 για κάθε χώρα ξεχωριστά για τη μεταβλητή της ανεργίας και του πληθωρισμού. Στη συνέχεια έγινε έλεγχος μοναδιαίας ρίζας (ή έλεγχος ADF) για να διαγνωστεί η ύπαρξη στασιμότητας των χρονοσειρών. Αρχικά,

στη μεταβλητή ανεργία δεν διαγνώστηκε στασιμότητα σε καμία χώρα και γι'αυτό το λόγο πάρθηκαν διαφορές πρώτης τάξης. Οι μετασχηματισμένες πλέον χρονοσειρές έγιναν στάσιμες σύμφωνα με τον έλεγχο μοναδιαίας ρίζας. Όσον αφορά τον πληθωρισμό, εντοπίστηκε στασιμότητα στις αρχικές χρονοσειρές σε όλες τις χώρες εκτός από την Ολλανδία και τη Σουηδία στις οποίες πάρθηκαν πρώτες διαφορές. Να διευκρινιστεί πως για τη διάγνωση της στασιμότητας ο έλεγχος μοναδιαίας ρίζας έγινε σε τρεις περιπτώσεις ξεχωριστά. Η πρώτη περίπτωση περιλάμβανε στο μοντέλο του ελέγχου μόνο τη σταθερά, η δεύτερη τη σταθερά και την τάση και η τρίτη καμία από τις δύο.

Στη συνέχεια, αφού εντοπίστηκαν ποιες χρονοσειρές είναι στάσιμες και ποιες όχι, επιλέχθηκε το κατάλληλο μοντέλο σε κάθε χώρα για το ζευγάρι των μεταβλητών ανεργίας και πληθωρισμού. Τα αποτελέσματα για την επιλογή των VAR μοντέλων εμφανίζονται στον Πίνακα 4.7. Η επιλογή των lags για τα VAR υποδείγματα έγινε μέσω των κριτηρίων AIC, SBC και των υπολοίπων κριτηρίων που βρίσκονται στο Eviews. Η υστερήση επιλέχθηκε με βάση την πλειοψηφία των κριτηρίων που συμφωνούν.

Έπειτα ακολούθησαν οι έλεγχοι αιτιότητας κατά Granger, για να εντοπιστεί η κατεύθυνση της σχέσης αιτιότητας μεταξύ των ενδογενών μεταβλητών. Το συμπέρασμα που προέκυψε είναι πως σε οχτώ από τις δεκαπέντε χώρες η μεταβλητή $D(\text{“Country”_UN})^{14}$ αιτιάζει τον πληθωρισμό, σε τέσσερις χώρες δεν υπάρχει καθόλου σχέση αιτιότητας, σε μία η σχέση αιτιότητας είναι αμφίδρομη, ενώ σε δύο η μεταβλητή “Country”_INF αιτιάζει τη μεταβλητή $D(\text{“Country”_UN})$.

Στο τελευταίο κομμάτι της ανάλυσης βρίσκεται η παρουσίαση των γραφικών παραστάσεων για τις συναρτήσεις των αιφνίδιων αντιδράσεων σε κάθε χώρα. Με τις συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων το συμπέρασμα που εξάγεται είναι αν οι ενδογενείς μεταβλητές είναι «ευάλωτες» σε διαταραχές μίας τυπικής απόκλισης των καταλοίπων. Αναλυτικά παρουσιάζονται στα Διαγράμματα 4.1 έως 4.15. για κάθε χώρα ξεχωριστά.

¹⁴ Ο συμβολισμός $D(\text{“Country”_UN})$ αναφέρεται στις διαφορές πρώτης τάξης για την ανεργία στην εκάστοτε χώρα. Αντίστοιχος και ο συμβολισμός για το “Country_Inf”

4.8 Ανακεφαλαίωση

Χρησιμοποιώντας τα δεδομένα από τη βάση δεδομένων της Eurostat στο κεφάλαιο αυτό έγινε εμπειρική ανάλυση της σχέσης αιτιότητας ανάμεσα στην ανεργία και τον πληθωρισμό. Συγκεκριμένα, αναλύθηκαν επιλεγμένα διμεταβλητά VAR υποδείγματα για κάθε μία από τις δεκαπέντε χώρες. Αρχικά παρουσιάστηκαν κάποια περιγραφικά στατιστικά, έπειτα έγινε ο έλεγχος μοναδιαίας ρίζας για όλες τις μεταβλητές για κάθε χώρα, και αυτές που βρέθηκαν μη στάσιμες μετατράπηκαν σε στάσιμες χρησιμοποιώντας τις πρώτες διαφορές τους. Στην συνέχεια, εκτιμήθηκαν τα κατάλληλα διμεταβλητά VAR, βρέθηκαν οι στατιστικά σημαντικές σχέσεις μεταξύ των μεταβλητών και εξετάστηκαν με τους ελέγχους αιτιότητας Granger, για να προσδιορίσουν την κατεύθυνση της κάθε σχέσης, για κάθε χώρα. Η ανάλυση τελείωσε με τις συναρτήσεις αιφνιδίων αντιδράσεων που δείχνουν την επίδραση των διαταραχών των καταλοίπων πάνω στις ενδογενείς μεταβλητές και το κεφάλαιο έκλεισε με τα συμπεράσματα που συνοψίζουν την εμπειρική ανάλυση.

Επιλεγμένη Βιβλιογραφία

Ξένη

- Helmut Lutkepohl, 2007, "New Introduction to Multiple Time Series Analysis", Εκδόσεις Springer
- Damodar Gujarati, 2003, "Basic Econometrics", Εκδόσεις Mc Graw-Hill

Επιλεγμένη αρθρογραφία

- John Loizides and George Vamvoukas, 2004, "Government Expenditure and Economic Growth: Evidence from TriVARiate causality Testing"
- Javed Iqbal and Khurram Nadeem, 2006, "Exploring the causal relationship among social, real, monetary and infrastructure development in Pakistan"
- Cheng HSIAO, 1979, "Causality Tests in Econometrics"

Παράρτημα Α

Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας

Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας - πρώτες διαφορές

➤ D(ανεργία)-Ελλάδα

Null Hypothesis: D(GREECE) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.389861	0.5859
Test critical values:		
1% level	-3.474874	
5% level	-2.880987	
10% level	-2.577219	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent VARIABLE: D(GREECE,2)
Method: Least Squares
Date: 04/04/13 Time: 20:53
Sample (adjusted): 2000M07 2012M10
Included observations: 148 after adjustments

VARIABLE	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GREECE(-1))	-0.106184	0.076399	-1.389861	0.1667
D(GREECE(-1),2)	-0.612913	0.102255	-5.993985	0.0000
D(GREECE(-2),2)	-0.429508	0.105230	-4.081604	0.0001
D(GREECE(-3),2)	-0.366390	0.100044	-3.662298	0.0004
D(GREECE(-4),2)	-0.219767	0.084319	-2.606389	0.0101
C	0.021699	0.018645	1.163787	0.2465
R-squared	0.358866	Mean dependent VAR		0.004730
Adjusted R-squared	0.336290	S.D. dependent VAR		0.258023
S.E. of regression	0.210208	Akaike info criterion		-0.241747
Sum squared resid	6.274583	Schwarz criterion		-0.120239
Log likelihood	23.88929	Hannan-Quinn criter.		-0.192378
F-statistic	15.89649	Durbin-Watson stat		2.078355
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(GREECE) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.550780	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.019975	

5% level	-3.439857
10% level	-3.144346

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent VARIABLE: D(GREECE,2)

Method: Least Squares

Date: 04/04/13 Time: 20:58

Sample (adjusted): 2000M04 2012M10

Included observations: 151 after adjustments

VARIABLE	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GREECE(-1))	-0.505079	0.090992	-5.550780	0.0000
D(GREECE(-1),2)	-0.205757	0.080725	-2.548866	0.0118
C	-0.114747	0.039775	-2.884935	0.0045
@TREND(2000M01)	0.002159	0.000528	4.085276	0.0001
R-squared	0.347160	Mean dependent VAR		0.003974
Adjusted R-squared	0.333837	S.D. dependent VAR		0.255833
S.E. of regression	0.208808	Akaike info criterion		-0.268668
Sum squared resid	6.409329	Schwarz criterion		-0.188740
Log likelihood	24.28443	Hannan-Quinn criter.		-0.236197
F-statistic	26.05671	Durbin-Watson stat		2.038985
Prob(F-statistic)	0.000000			

➤ D(ανεργία)-Γερμανία

Null Hypothesis: D(GERMANY) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.954097	0.0417
Test critical values:		
1% level	-3.473382	
5% level	-2.880336	
10% level	-2.576871	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent VARIABLE: D(GERMANY,2)

Method: Least Squares

Date: 04/04/13 Time: 21:15

Sample (adjusted): 2000M04 2012M12

Included observations: 153 after adjustments

VARIABLE	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GERMANY(-1))	-0.158475	0.053646	-2.954097	0.0036
D(GERMANY(-1),2)	-0.373385	0.075744	-4.929535	0.0000
C	-0.002594	0.005053	-0.513374	0.6084

R-squared	0.249151	Mean dependent VAR	0.000654
Adjusted R-squared	0.239139	S.D. dependent VAR	0.070241
S.E. of regression	0.061269	Akaike info criterion	-2.727665
Sum squared resid	0.563088	Schwarz criterion	-2.668244
Log likelihood	211.6664	Hannan-Quinn criter.	-2.703527
F-statistic	24.88690	Durbin-Watson stat	2.023143
Prob(F-statistic)	0.000000		

➤ D(ανεργία)-Ισπανία

Null Hypothesis: D(SPAIN) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.965543	0.0405
Test critical values:	1% level	-3.473382	
	5% level	-2.880336	
	10% level	-2.576871	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent VARIABLE: D(SPAIN,2)

Method: Least Squares

Date: 04/04/13 Time: 21:20

Sample (adjusted): 2000M04 2012M12

Included observations: 153 after adjustments

VARIABLE	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SPAIN(-1))	-0.145158	0.048948	-2.965543	0.0035
D(SPAIN(-1),2)	-0.296928	0.078636	-3.775963	0.0002
C	0.014712	0.012128	1.213087	0.2270

R-squared	0.180047	Mean dependent VAR	0.000654
Adjusted R-squared	0.169115	S.D. dependent VAR	0.153253
S.E. of regression	0.139694	Akaike info criterion	-1.079307
Sum squared resid	2.927177	Schwarz criterion	-1.019886
Log likelihood	85.56697	Hannan-Quinn criter.	-1.055169
F-statistic	16.46871	Durbin-Watson stat	1.965493
Prob(F-statistic)	0.000000		

➤ D(ανεργία)-Ιταλία

Null Hypothesis: D(ITALY) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.306199	0.0000

Test critical values:	1% level	-3.473382
	5% level	-2.880336
	10% level	-2.576871

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent VARIABLE: D(ITALY,2)
 Method: Least Squares
 Date: 04/04/13 Time: 21:27
 Sample (adjusted): 2000M04 2012M12
 Included observations: 153 after adjustments

VARIABLE	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(ITALY(-1))	-0.673969	0.106874	-6.306199	0.0000
D(ITALY(-1),2)	-0.274678	0.078403	-3.503419	0.0006
C	0.003297	0.013175	0.250224	0.8028
R-squared	0.505659	Mean dependent VAR		0.000654
Adjusted R-squared	0.499068	S.D. dependent VAR		0.230131
S.E. of regression	0.162879	Akaike info criterion		-0.772211
Sum squared resid	3.979413	Schwarz criterion		-0.712791
Log likelihood	62.07414	Hannan-Quinn criter.		-0.748073
F-statistic	76.71714	Durbin-Watson stat		2.049891
Prob(F-statistic)	0.000000			

➤ D(ανεργία)-Δανία

Null Hypothesis: D(DENMARK) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.467205	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.473096	
5% level	-2.880211	
10% level	-2.576805	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent VARIABLE: D(DENMARK,2)
 Method: Least Squares
 Date: 04/04/13 Time: 21:29
 Sample (adjusted): 2000M03 2012M12
 Included observations: 154 after adjustments

VARIABLE	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DENMARK(-1))	-0.505821	0.067739	-7.467205	0.0000
C	0.013093	0.011682	1.120787	0.2641
R-squared	0.268384	Mean dependent VAR		0.003896
Adjusted R-squared	0.263570	S.D. dependent VAR		0.167988

S.E. of regression	0.144160	Akaike info criterion	-1.022886
Sum squared resid	3.158873	Schwarz criterion	-0.983445
Log likelihood	80.76225	Hannan-Quinn criter.	-1.006866
F-statistic	55.75915	Durbin-Watson stat	1.894439
Prob(F-statistic)	0.000000		

➤ D(ανεργία)-Φινλανδία

Null Hypothesis: D(FINLAND) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.327103	0.0153
Test critical values:		
1% level	-3.473382	
5% level	-2.880336	
10% level	-2.576871	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent VARiable: D(FINLAND,2)
 Method: Least Squares
 Date: 04/05/13 Time: 10:13
 Sample (adjusted): 2000M04 2012M12
 Included observations: 153 after adjustments

VARIABLE	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(FINLAND(-1))	-0.220206	0.066186	-3.327103	0.0011
D(FINLAND(-1),2)	-0.495190	0.070361	-7.037853	0.0000
C	-0.002843	0.004897	-0.580516	0.5624

R-squared	0.412719	Mean dependent VAR	1.04E-17
Adjusted R-squared	0.404889	S.D. dependent VAR	0.076948
S.E. of regression	0.059361	Akaike info criterion	-2.790958
Sum squared resid	0.528553	Schwarz criterion	-2.731538
Log likelihood	216.5083	Hannan-Quinn criter.	-2.766820
F-statistic	52.70722	Durbin-Watson stat	2.066521
Prob(F-statistic)	0.000000		

➤ D(ανεργία)-Ολλανδία

Null Hypothesis: D(NETHERLANDS) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.269121	0.0181

Test critical values:	1% level	-3.473672
	5% level	-2.880463
	10% level	-2.576939

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent VARIABLE: D(NETHERLANDS,2)
 Method: Least Squares
 Date: 04/05/13 Time: 10:19
 Sample (adjusted): 2000M05 2012M12
 Included observations: 152 after adjustments

VARIABLE	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(NETHERLANDS(-1))	-0.317338	0.097071	-3.269121	0.0013
D(NETHERLANDS(-1),2)	-0.593068	0.098016	-6.050732	0.0000
D(NETHERLANDS(-2),2)	-0.317719	0.078510	-4.046859	0.0001
C	0.007316	0.007459	0.980738	0.3283
R-squared	0.480245	Mean dependent VAR		0.001316
Adjusted R-squared	0.469710	S.D. dependent VAR		0.123946
S.E. of regression	0.090258	Akaike info criterion		-1.946317
Sum squared resid	1.205694	Schwarz criterion		-1.866741
Log likelihood	151.9201	Hannan-Quinn criter.		-1.913990
F-statistic	45.58327	Durbin-Watson stat		1.977992
Prob(F-statistic)	0.000000			

➤ D(ανεργία)-Βέλγιο

Null Hypothesis: D(BELGIUM) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.506393	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.473672	
5% level	-2.880463	
10% level	-2.576939	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent VARIABLE: D(BELGIUM,2)
 Method: Least Squares
 Date: 04/05/13 Time: 10:22
 Sample (adjusted): 2000M05 2012M12
 Included observations: 152 after adjustments

VARIABLE	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(BELGIUM(-1))	-0.740896	0.087099	-8.506393	0.0000
D(BELGIUM(-1),2)	0.323104	0.080779	3.999856	0.0001

D(BELGIUM(-2),2)	0.279493	0.078325	3.568357	0.0005
C	0.001432	0.009207	0.155507	0.8766
R-squared	0.333652	Mean dependent VAR		0.000000
Adjusted R-squared	0.320145	S.D. dependent VAR		0.137624
S.E. of regression	0.113476	Akaike info criterion		-1.488494
Sum squared resid	1.905755	Schwarz criterion		-1.408918
Log likelihood	117.1255	Hannan-Quinn criter.		-1.456167
F-statistic	24.70208	Durbin-Watson stat		1.865603
Prob(F-statistic)	0.000000			

➤ D(ανεργία)-Αυστρία

Null Hypothesis: D(AUSTRIA) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.47254	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.473096	
5% level	-2.880211	
10% level	-2.576805	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent VARIABLE: D(AUSTRIA,2)
Method: Least Squares
Date: 04/05/13 Time: 10:25
Sample (adjusted): 2000M03 2012M12
Included observations: 154 after adjustments

VARIABLE	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(AUSTRIA(-1))	-0.838418	0.080059	-10.47254	0.0000
C	0.001423	0.011340	0.125519	0.9003
R-squared	0.419125	Mean dependent VAR		-0.001299
Adjusted R-squared	0.415303	S.D. dependent VAR		0.183996
S.E. of regression	0.140693	Akaike info criterion		-1.071566
Sum squared resid	3.008782	Schwarz criterion		-1.032125
Log likelihood	84.51060	Hannan-Quinn criter.		-1.055545
F-statistic	109.6742	Durbin-Watson stat		1.955120
Prob(F-statistic)	0.000000			

➤ D(ανεργία)-Πορτογαλία

Null Hypothesis: D(PORTUGAL) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.792960	0.0000

Test critical values:	1% level	-3.473096
	5% level	-2.880211
	10% level	-2.576805

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent VARIABLE: D(PORTUGAL,2)
 Method: Least Squares
 Date: 04/05/13 Time: 10:26
 Sample (adjusted): 2000M03 2012M12
 Included observations: 154 after adjustments

VARIABLE	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PORTUGAL(-1))	-0.363102	0.062680	-5.792960	0.0000
C	0.028413	0.010559	2.691012	0.0079
R-squared	0.180851	Mean dependent VAR		0.001299
Adjusted R-squared	0.175462	S.D. dependent VAR		0.129346
S.E. of regression	0.117451	Akaike info criterion		-1.432685
Sum squared resid	2.096809	Schwarz criterion		-1.393244
Log likelihood	112.3167	Hannan-Quinn criter.		-1.416664
F-statistic	33.55839	Durbin-Watson stat		1.952714
Prob(F-statistic)	0.000000			

➤ D(ανεργία)-Ην.Βασίλειο

Null Hypothesis: D(UNITED_KINGDOM) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.368213	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.473672	
5% level	-2.880463	
10% level	-2.576939	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent VARIABLE: D(UNITED_KINGDOM,2)
 Method: Least Squares
 Date: 04/05/13 Time: 10:30
 Sample (adjusted): 2000M03 2012M10
 Included observations: 152 after adjustments

VARIABLE	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(UNITED_KINGDOM(-1))	-0.636531	0.076065	-8.368213	0.0000
C	0.008794	0.008068	1.090014	0.2775
R-squared	0.318265	Mean dependent VAR		1.87E-17
Adjusted R-squared	0.313721	S.D. dependent VAR		0.119047
S.E. of regression	0.098621	Akaike info criterion		-1.781997

Sum squared resid	1.458912	Schwarz criterion	-1.742209
Log likelihood	137.4318	Hannan-Quinn criter.	-1.765833
F-statistic	70.02698	Durbin-Watson stat	2.127137
Prob(F-statistic)	0.000000		

➤ D(ανεργία)-Η.Π.Α.

Null Hypothesis: D(UNITED_STATES) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.883370	0.0027
Test critical values:		
1% level	-3.473672	
5% level	-2.880463	
10% level	-2.576939	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent VARIable: D(UNITED_STATES,2)
 Method: Least Squares
 Date: 04/05/13 Time: 10:33
 Sample (adjusted): 2000M05 2012M12
 Included observations: 152 after adjustments

VARIABLE	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(UNITED_STATES(-1))	-0.373713	0.096234	-3.883370	0.0002
D(UNITED_STATES(-1),2)	-0.475248	0.097968	-4.851059	0.0000
D(UNITED_STATES(-2),2)	-0.214473	0.079701	-2.690976	0.0079
C	0.010659	0.012317	0.865388	0.3882
R-squared	0.435992	Mean dependent VAR		0.001316
Adjusted R-squared	0.424559	S.D. dependent VAR		0.196319
S.E. of regression	0.148924	Akaike info criterion		-0.944803
Sum squared resid	3.282379	Schwarz criterion		-0.865228
Log likelihood	75.80505	Hannan-Quinn criter.		-0.912477
F-statistic	38.13585	Durbin-Watson stat		1.954436
Prob(F-statistic)	0.000000			

➤ D(ανεργία)-Η.Π.Α.

Null Hypothesis: D(SWEDEN) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.005522	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.473672	
5% level	-2.880463	
10% level	-2.576939	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent VARIABLE: D(SWEDEN,2)
 Method: Least Squares
 Date: 04/05/13 Time: 10:35
 Sample (adjusted): 2000M05 2012M12
 Included observations: 152 after adjustments

VARIABLE	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SWEDEN(-1))	-1.337141	0.190870	-7.005522	0.0000
D(SWEDEN(-1),2)	-0.102980	0.141923	-0.725601	0.4692
D(SWEDEN(-2),2)	-0.259508	0.079535	-3.262816	0.0014
C	0.017786	0.023420	0.759446	0.4488
R-squared	0.742144	Mean dependent VAR		-0.001974
Adjusted R-squared	0.736918	S.D. dependent VAR		0.560330
S.E. of regression	0.287402	Akaike info criterion		0.370094
Sum squared resid	12.22478	Schwarz criterion		0.449669
Log likelihood	-24.12711	Hannan-Quinn criter.		0.402420
F-statistic	141.9882	Durbin-Watson stat		2.072273
Prob(F-statistic)	0.000000			

➤ D(ανεργία)-Ρουμανία

Null Hypothesis: D(ROMANIA) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-14.53672	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.473096	
5% level	-2.880211	
10% level	-2.576805	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent VARIABLE: D(ROMANIA,2)
 Method: Least Squares
 Date: 04/05/13 Time: 10:37
 Sample (adjusted): 2000M03 2012M12
 Included observations: 154 after adjustments

VARIABLE	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(ROMANIA(-1))	-1.165408	0.080170	-14.53672	0.0000
C	-0.000542	0.019712	-0.027493	0.9781
R-squared	0.581632	Mean dependent VAR		-0.001299
Adjusted R-squared	0.578879	S.D. dependent VAR		0.376948
S.E. of regression	0.244616	Akaike info criterion		0.034647
Sum squared resid	9.095218	Schwarz criterion		0.074088
Log likelihood	-0.667839	Hannan-Quinn criter.		0.050668

F-statistic	211.3163	Durbin-Watson stat	1.947896
Prob(F-statistic)	0.000000		

➤ D(ανεργία)-Γαλλία

Null Hypothesis: D(FRANCE) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.718024	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.473382	
5% level	-2.880336	
10% level	-2.576871	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent VARIable: D(FRANCE,2)
 Method: Least Squares
 Date: 04/05/13 Time: 10:47
 Sample (adjusted): 2000M04 2012M12
 Included observations: 153 after adjustments

VARIABLE	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(FRANCE(-1))	-0.381701	0.080903	-4.718024	0.0000
D(FRANCE(-1),2)	-0.292766	0.077980	-3.754384	0.0002
C	0.004185	0.007210	0.580395	0.5625
R-squared	0.332671	Mean dependent VAR		0.001307
Adjusted R-squared	0.323773	S.D. dependent VAR		0.108207
S.E. of regression	0.088982	Akaike info criterion		-1.981351
Sum squared resid	1.187671	Schwarz criterion		-1.921931
Log likelihood	154.5734	Hannan-Quinn criter.		-1.957214
F-statistic	37.38837	Durbin-Watson stat		2.037063
Prob(F-statistic)	0.000000			

➤ Πληθωρισμός-Ελλάδα

Null Hypothesis: GREECE has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.465596	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.473382	
5% level	-2.880336	
10% level	-2.576871	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent VARIABLE: D(GREECE)
 Method: Least Squares
 Date: 04/05/13 Time: 17:13
 Sample (adjusted): 2000M04 2012M12
 Included observations: 153 after adjustments

VARIABLE	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GREECE(-1)	-0.043521	0.007963	-5.465596	0.0000
D(GREECE(-1))	0.556831	0.073596	7.566028	0.0000
D(GREECE(-2))	0.396953	0.076792	5.169220	0.0000
C	0.139052	0.026492	5.248762	0.0000
R-squared	0.785156	Mean dependent VAR		-0.006536
Adjusted R-squared	0.780830	S.D. dependent VAR		0.157561
S.E. of regression	0.073763	Akaike info criterion		-2.350123
Sum squared resid	0.810706	Schwarz criterion		-2.270895
Log likelihood	183.7844	Hannan-Quinn criter.		-2.317939
F-statistic	181.5087	Durbin-Watson stat		2.098412
Prob(F-statistic)	0.000000			

➤ Πληθωρισμός-Γερμανία

Null Hypothesis: GERMANY has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.416198	0.0004
Test critical values:		
1% level	-3.473672	
5% level	-2.880463	
10% level	-2.576939	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent VARIABLE: D(GERMANY)
 Method: Least Squares
 Date: 04/05/13 Time: 17:12
 Sample (adjusted): 2000M05 2012M12
 Included observations: 152 after adjustments

VARIABLE	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GERMANY(-1)	-0.039394	0.008920	-4.416198	0.0000
D(GERMANY(-1))	0.406336	0.077333	5.254376	0.0000
D(GERMANY(-2))	0.221969	0.083265	2.665816	0.0085
D(GERMANY(-3))	0.257543	0.079446	3.241736	0.0015
C	0.065833	0.015822	4.160811	0.0001
R-squared	0.610933	Mean dependent VAR		0.007237
Adjusted R-squared	0.600346	S.D. dependent VAR		0.105543
S.E. of regression	0.066722	Akaike info criterion		-2.544211

Sum squared resid	0.654426	Schwarz criterion	-2.444741
Log likelihood	198.3600	Hannan-Quinn criter.	-2.503803
F-statistic	57.70679	Durbin-Watson stat	2.052491
Prob(F-statistic)	0.000000		

➤ Πληθωρισμός-Γαλλία

Null Hypothesis: FRANCE has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.334470	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.473382	
	5% level	-2.880336	
	10% level	-2.576871	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent VARIable: D(FRANCE)
 Method: Least Squares
 Date: 04/05/13 Time: 17:15
 Sample (adjusted): 2000M04 2012M12
 Included observations: 153 after adjustments

VARIable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FRANCE(-1)	-0.050356	0.009440	-5.334470	0.0000
D(FRANCE(-1))	0.421911	0.070634	5.973222	0.0000
D(FRANCE(-2))	0.458642	0.072031	6.367269	0.0000
C	0.094316	0.018568	5.079507	0.0000
R-squared	0.684104	Mean dependent VAR		0.008497
Adjusted R-squared	0.677744	S.D. dependent VAR		0.119730
S.E. of regression	0.067968	Akaike info criterion		-2.513770
Sum squared resid	0.688323	Schwarz criterion		-2.434543
Log likelihood	196.3034	Hannan-Quinn criter.		-2.481587
F-statistic	107.5580	Durbin-Watson stat		2.093030
Prob(F-statistic)	0.000000			

➤ Πληθωρισμός-Ισπανία

Null Hypothesis: SPAIN has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.521439	0.0003
Test critical values:	1% level	-3.473382	
	5% level	-2.880336	
	10% level	-2.576871	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent VARIABLE: D(SPAIN)
 Method: Least Squares
 Date: 04/05/13 Time: 17:19
 Sample (adjusted): 2000M04 2012M12
 Included observations: 153 after adjustments

VARIABLE	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SPAIN(-1)	-0.034319	0.007590	-4.521439	0.0000
D(SPAIN(-1))	0.564278	0.075467	7.477134	0.0000
D(SPAIN(-2))	0.328159	0.077123	4.254985	0.0000
C	0.097617	0.022838	4.274353	0.0000
R-squared	0.721770	Mean dependent VAR		-0.000654
Adjusted R-squared	0.716168	S.D. dependent VAR		0.162827
S.E. of regression	0.086748	Akaike info criterion		-2.025830
Sum squared resid	1.121249	Schwarz criterion		-1.946603
Log likelihood	158.9760	Hannan-Quinn criter.		-1.993647
F-statistic	128.8427	Durbin-Watson stat		2.115540
Prob(F-statistic)	0.000000			

➤ Ιταλία

Null Hypothesis: ITALY has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.071139	0.0014
Test critical values:		
1% level	-3.473382	
5% level	-2.880336	
10% level	-2.576871	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent VARIABLE: D(ITALY)
 Method: Least Squares
 Date: 04/08/13 Time: 20:13
 Sample (adjusted): 2000M04 2012M12
 Included observations: 153 after adjustments

VARIABLE	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ITALY(-1)	-0.038696	0.009505	-4.071139	0.0001
D(ITALY(-1))	0.394494	0.071575	5.511642	0.0000
D(ITALY(-2))	0.463132	0.073480	6.302846	0.0000
C	0.090601	0.022912	3.954343	0.0001
R-squared	0.590519	Mean dependent VAR		0.009150
Adjusted R-squared	0.582275	S.D. dependent VAR		0.107213
S.E. of regression	0.069294	Akaike info criterion		-2.475130

Sum squared resid	0.715441	Schwarz criterion	-2.395903
Log likelihood	193.3474	Hannan-Quinn criter.	-2.442947
F-statistic	71.62515	Durbin-Watson stat	2.130258
Prob(F-statistic)	0.000000		

➤ Πληθωρισμός-Δανία

Null Hypothesis: DENMARK has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.416139	0.0004
Test critical values:		
1% level	-3.473382	
5% level	-2.880336	
10% level	-2.576871	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent VARIABLE: D(DENMARK)
 Method: Least Squares
 Date: 04/05/13 Time: 17:23
 Sample (adjusted): 2000M04 2012M12
 Included observations: 153 after adjustments

VARIABLE	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DENMARK(-1)	-0.039923	0.009040	-4.416139	0.0000
D(DENMARK(-1))	0.419534	0.071890	5.835752	0.0000
D(DENMARK(-2))	0.442765	0.073223	6.046797	0.0000
C	0.083352	0.019841	4.200939	0.0000
R-squared	0.635007	Mean dependent VAR		0.000000
Adjusted R-squared	0.627658	S.D. dependent VAR		0.112390
S.E. of regression	0.068580	Akaike info criterion		-2.495824
Sum squared resid	0.700787	Schwarz criterion		-2.416597
Log likelihood	194.9306	Hannan-Quinn criter.		-2.463641
F-statistic	86.40887	Durbin-Watson stat		2.031264
Prob(F-statistic)	0.000000			

➤ Πληθωρισμός-Φινλανδία

Null Hypothesis: FINLAND has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.428832	0.0114
Test critical values:		
1% level	-3.473672	
5% level	-2.880463	
10% level	-2.576939	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent VARIABLE: D(FINLAND)
 Method: Least Squares
 Date: 04/05/13 Time: 17:26
 Sample (adjusted): 2000M05 2012M12
 Included observations: 152 after adjustments

VARIABLE	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FINLAND(-1)	-0.021399	0.006241	-3.428832	0.0008
D(FINLAND(-1))	0.318512	0.079103	4.026565	0.0001
D(FINLAND(-2))	0.318308	0.079004	4.028993	0.0001
D(FINLAND(-3))	0.261995	0.079853	3.280968	0.0013
C	0.042095	0.013504	3.117282	0.0022
R-squared	0.642241	Mean dependent VAR		0.008553
Adjusted R-squared	0.632506	S.D. dependent VAR		0.119016
S.E. of regression	0.072149	Akaike info criterion		-2.387827
Sum squared resid	0.765204	Schwarz criterion		-2.288357
Log likelihood	186.4748	Hannan-Quinn criter.		-2.347419
F-statistic	65.97280	Durbin-Watson stat		1.990770
Prob(F-statistic)	0.000000			

➤ Πληθωρισμός-Ολλανδία

Null Hypothesis: NETHERLANDS has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.729047	0.0715
Test critical values:		
1% level	-3.473382	
5% level	-2.880336	
10% level	-2.576871	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent VARIABLE: D(NETHERLANDS)
 Method: Least Squares
 Date: 04/05/13 Time: 17:30
 Sample (adjusted): 2000M04 2012M12
 Included observations: 153 after adjustments

VARIABLE	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
NETHERLANDS(-1)	-0.013687	0.005015	-2.729047	0.0071
D(NETHERLANDS(-1))	0.470857	0.074329	6.334775	0.0000
D(NETHERLANDS(-2))	0.399008	0.075084	5.314167	0.0000
C	0.031822	0.012352	2.576214	0.0110

R-squared	0.668651	Mean dependent VAR	0.005882
Adjusted R-squared	0.661980	S.D. dependent VAR	0.117112
S.E. of regression	0.068088	Akaike info criterion	-2.510229
Sum squared resid	0.690765	Schwarz criterion	-2.431002
Log likelihood	196.0326	Hannan-Quinn criter.	-2.478046
F-statistic	100.2258	Durbin-Watson stat	2.025572
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: NETHERLANDS has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.209696	0.0864
Test critical values:		
1% level	-4.019151	
5% level	-3.439461	
10% level	-3.144113	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent VARIable: D(NETHERLANDS)
Method: Least Squares
Date: 04/05/13 Time: 17:33
Sample (adjusted): 2000M04 2012M12
Included observations: 153 after adjustments

VARIABLE	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
NETHERLANDS(-1)	-0.018557	0.005782	-3.209696	0.0016
D(NETHERLANDS(-1))	0.468858	0.073902	6.344355	0.0000
D(NETHERLANDS(-2))	0.409622	0.074914	5.467863	0.0000
C	0.061439	0.021626	2.841005	0.0051
@TREND(2000M01)	-0.000239	0.000144	-1.663753	0.0983

R-squared	0.674735	Mean dependent VAR	0.005882
Adjusted R-squared	0.665944	S.D. dependent VAR	0.117112
S.E. of regression	0.067688	Akaike info criterion	-2.515688
Sum squared resid	0.678082	Schwarz criterion	-2.416654
Log likelihood	197.4501	Hannan-Quinn criter.	-2.475459
F-statistic	76.75332	Durbin-Watson stat	2.051081
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: NETHERLANDS has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.931716	0.3115
Test critical values:		
1% level	-2.580164	
5% level	-1.942924	
10% level	-1.615325	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent VARiable: D(NETHERLANDS)
 Method: Least Squares
 Date: 04/05/13 Time: 17:36
 Sample (adjusted): 2000M04 2012M12
 Included observations: 153 after adjustments

VARIABLE	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
NETHERLANDS(-1)	-0.002123	0.002279	-0.931716	0.3530
D(NETHERLANDS(-1))	0.485637	0.075487	6.433405	0.0000
D(NETHERLANDS(-2))	0.374364	0.075858	4.935036	0.0000
R-squared	0.653892	Mean dependent VAR		0.005882
Adjusted R-squared	0.649277	S.D. dependent VAR		0.117112
S.E. of regression	0.069356	Akaike info criterion		-2.479722
Sum squared resid	0.721533	Schwarz criterion		-2.420302
Log likelihood	192.6987	Hannan-Quinn criter.		-2.455584

➤ Πληθωρισμός-Βέλγιο

Null Hypothesis: BELGIUM has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.999438	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.473382	
5% level	-2.880336	
10% level	-2.576871	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent VARiable: D(BELGIUM)
 Method: Least Squares
 Date: 04/05/13 Time: 17:40
 Sample (adjusted): 2000M04 2012M12
 Included observations: 153 after adjustments

VARIABLE	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BELGIUM(-1)	-0.046211	0.007702	-5.999438	0.0000
D(BELGIUM(-1))	0.521640	0.072850	7.160484	0.0000
D(BELGIUM(-2))	0.401686	0.074743	5.374198	0.0000
C	0.102939	0.018564	5.544958	0.0000
R-squared	0.778374	Mean dependent VAR		0.008497
Adjusted R-squared	0.773912	S.D. dependent VAR		0.178793
S.E. of regression	0.085014	Akaike info criterion		-2.066214
Sum squared resid	1.076871	Schwarz criterion		-1.986986
Log likelihood	162.0653	Hannan-Quinn criter.		-2.034030
F-statistic	174.4345	Durbin-Watson stat		2.107851
Prob(F-statistic)	0.000000			

➤ Πληθωρισμός-Αυστρία

Null Hypothesis: AUSTRIA has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.342254	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.473672	
5% level	-2.880463	
10% level	-2.576939	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent VARIABLE: D(AUSTRIA)
 Method: Least Squares
 Date: 04/05/13 Time: 17:42
 Sample (adjusted): 2000M05 2012M12
 Included observations: 152 after adjustments

VARIABLE	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AUSTRIA(-1)	-0.044919	0.008408	-5.342254	0.0000
D(AUSTRIA(-1))	0.349784	0.077481	4.514440	0.0000
D(AUSTRIA(-2))	0.306329	0.079819	3.837787	0.0002
D(AUSTRIA(-3))	0.261193	0.078755	3.316510	0.0011
C	0.088990	0.017563	5.067001	0.0000
R-squared	0.695597	Mean dependent VAR		0.010526
Adjusted R-squared	0.687314	S.D. dependent VAR		0.122964
S.E. of regression	0.068760	Akaike info criterion		-2.484058
Sum squared resid	0.695000	Schwarz criterion		-2.384588
Log likelihood	193.7884	Hannan-Quinn criter.		-2.443649
F-statistic	83.97815	Durbin-Watson stat		2.017550
Prob(F-statistic)	0.000000			

➤ Πληθωρισμός-Αυστρία

Null Hypothesis: AUSTRIA has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.342254	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.473672	
5% level	-2.880463	
10% level	-2.576939	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent VARIABLE: D(AUSTRIA)
 Method: Least Squares
 Date: 04/05/13 Time: 17:42
 Sample (adjusted): 2000M05 2012M12
 Included observations: 152 after adjustments

VARIABLE	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AUSTRIA(-1)	-0.044919	0.008408	-5.342254	0.0000
D(AUSTRIA(-1))	0.349784	0.077481	4.514440	0.0000
D(AUSTRIA(-2))	0.306329	0.079819	3.837787	0.0002
D(AUSTRIA(-3))	0.261193	0.078755	3.316510	0.0011
C	0.088990	0.017563	5.067001	0.0000
R-squared	0.695597	Mean dependent VAR		0.010526
Adjusted R-squared	0.687314	S.D. dependent VAR		0.122964
S.E. of regression	0.068760	Akaike info criterion		-2.484058
Sum squared resid	0.695000	Schwarz criterion		-2.384588
Log likelihood	193.7884	Hannan-Quinn criter.		-2.443649
F-statistic	83.97815	Durbin-Watson stat		2.017550
Prob(F-statistic)	0.000000			

➤ Πληθωρισμός-Πορτογαλία

Null Hypothesis: PORTUGAL has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.793530	0.0037
Test critical values:		
1% level	-3.473382	
5% level	-2.880336	
10% level	-2.576871	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent VARIABLE: D(PORTUGAL)
 Method: Least Squares
 Date: 04/05/13 Time: 17:47
 Sample (adjusted): 2000M04 2012M12
 Included observations: 153 after adjustments

VARIABLE	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PORTUGAL(-1)	-0.020453	0.005392	-3.793530	0.0002
D(PORTUGAL(-1))	0.554093	0.076068	7.284132	0.0000
D(PORTUGAL(-2))	0.347257	0.077385	4.487398	0.0000
C	0.053104	0.015256	3.480857	0.0007
R-squared	0.742471	Mean dependent VAR		0.005882
Adjusted R-squared	0.737286	S.D. dependent VAR		0.153570
S.E. of regression	0.078713	Akaike info criterion		-2.220219
Sum squared resid	0.923167	Schwarz criterion		-2.140992
Log likelihood	173.8467	Hannan-Quinn criter.		-2.188035

F-statistic

143.1917 Durbin-Watson stat

2.087196

➤ Πληθωρισμός-Ην.Βασίλειο

Null Hypothesis: UNITED_KINGDOM has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.472180	0.1243
Test critical values:		
1% level	-3.473382	
5% level	-2.880336	
10% level	-2.576871	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent VARIable: D(UNITED_KINGDOM)

Method: Least Squares

Date: 04/05/13 Time: 17:48

Sample (adjusted): 2000M04 2012M12

Included observations: 153 after adjustments

VARIABLE	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
UNITED_KINGDOM(-1)	-0.014172	0.005733	-2.472180	0.0146
D(UNITED_KINGDOM(-1))	0.423662	0.075853	5.585280	0.0000
D(UNITED_KINGDOM(-2))	0.383182	0.076343	5.019211	0.0000
C	0.032715	0.013816	2.367969	0.0192
R-squared	0.534094	Mean dependent VAR		0.011111
Adjusted R-squared	0.524714	S.D. dependent VAR		0.104224
S.E. of regression	0.071853	Akaike info criterion		-2.402597
Sum squared resid	0.769262	Schwarz criterion		-2.323369
Log likelihood	187.7986	Hannan-Quinn criter.		-2.370413
F-statistic	56.93571	Durbin-Watson stat		2.006721
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: UNITED_KINGDOM has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.728204	0.0009
Test critical values:		
1% level	-4.019151	
5% level	-3.439461	
10% level	-3.144113	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent VARiable: D(UNITED_KINGDOM)
 Method: Least Squares
 Date: 04/05/13 Time: 17:49
 Sample (adjusted): 2000M04 2012M12
 Included observations: 153 after adjustments

VARiable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
UNITED_KINGDOM(-1)	-0.069276	0.014652	-4.728204	0.0000
D(UNITED_KINGDOM(-1))	0.408796	0.072301	5.654061	0.0000
D(UNITED_KINGDOM(-2))	0.455775	0.074850	6.089211	0.0000
C	0.045271	0.013512	3.350497	0.0010
@TREND(2000M01)	0.001363	0.000336	4.052512	0.0001
R-squared	0.580630	Mean dependent VAR		0.011111
Adjusted R-squared	0.569295	S.D. dependent VAR		0.104224
S.E. of regression	0.068400	Akaike info criterion		-2.494754
Sum squared resid	0.692427	Schwarz criterion		-2.395720
Log likelihood	195.8487	Hannan-Quinn criter.		-2.454525
F-statistic	51.22752	Durbin-Watson stat		2.102375
Prob(F-statistic)	0.000000			

➤ Πληθωρισμός-Η.Π.Α.

Null Hypothesis: UNITED_STATES has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.843943	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.477835	
5% level	-2.882279	
10% level	-2.577908	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent VARiable: D(UNITED_STATES)
 Method: Least Squares
 Date: 04/05/13 Time: 18:04
 Sample (adjusted): 2000M03 2011M09
 Included observations: 139 after adjustments

VARiable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
UNITED_STATES(-1)	-0.036736	0.007584	-4.843943	0.0000
D(UNITED_STATES(-1))	0.897434	0.038034	23.59584	0.0000
C	0.091678	0.020906	4.385165	0.0000
R-squared	0.805347	Mean dependent VAR		0.007194
Adjusted R-squared	0.802484	S.D. dependent VAR		0.245434
S.E. of regression	0.109078	Akaike info criterion		-1.572169
Sum squared resid	1.618116	Schwarz criterion		-1.508835
Log likelihood	112.2657	Hannan-Quinn criter.		-1.546432

F-statistic 281.3389 Durbin-Watson stat 1.835113
 Prob(F-statistic) 0.000000

➤ Πληθωρισμός-Σουηδία

Null Hypothesis: SWEDEN has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.826803	0.0569
Test critical values:		
1% level	-3.473382	
5% level	-2.880336	
10% level	-2.576871	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent VARIable: D(SWEDEN)
 Method: Least Squares
 Date: 04/05/13 Time: 18:06
 Sample (adjusted): 2000M04 2012M12
 Included observations: 153 after adjustments

VARIABLE	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SWEDEN(-1)	-0.025822	0.009135	-2.826803	0.0053
D(SWEDEN(-1))	0.468707	0.076846	6.099262	0.0000
D(SWEDEN(-2))	0.306947	0.077425	3.964445	0.0001
C	0.044922	0.017123	2.623468	0.0096

R-squared	0.512275	Mean dependent VAR	0.000654
Adjusted R-squared	0.502455	S.D. dependent VAR	0.103553
S.E. of regression	0.073043	Akaike info criterion	-2.369737
Sum squared resid	0.794960	Schwarz criterion	-2.290510
Log likelihood	185.2849	Hannan-Quinn criter.	-2.337554
F-statistic	52.16670	Durbin-Watson stat	2.026252
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: SWEDEN has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.795541	0.2013
Test critical values:		
1% level	-4.019151	
5% level	-3.439461	
10% level	-3.144113	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent VARIABLE: D(SWEDEN)
 Method: Least Squares
 Date: 04/05/13 Time: 18:08
 Sample (adjusted): 2000M04 2012M12
 Included observations: 153 after adjustments

VARIABLE	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SWEDEN(-1)	-0.025614	0.009162	-2.795541	0.0059
D(SWEDEN(-1))	0.464974	0.077297	6.015454	0.0000
D(SWEDEN(-2))	0.301842	0.078112	3.864225	0.0002
C	0.050808	0.020010	2.539137	0.0121
@TREND(2000M01)	-7.89E-05	0.000138	-0.572044	0.5682
R-squared	0.513351	Mean dependent VAR		0.000654
Adjusted R-squared	0.500198	S.D. dependent VAR		0.103553
S.E. of regression	0.073209	Akaike info criterion		-2.358874
Sum squared resid	0.793206	Schwarz criterion		-2.259840
Log likelihood	185.4539	Hannan-Quinn criter.		-2.318645
F-statistic	39.03018	Durbin-Watson stat		2.023064
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: SWEDEN has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.036153	0.2695
Test critical values:		
1% level	-2.580164	
5% level	-1.942924	
10% level	-1.615325	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent VARIABLE: D(SWEDEN)
 Method: Least Squares
 Date: 04/05/13 Time: 18:10
 Sample (adjusted): 2000M04 2012M12
 Included observations: 153 after adjustments

VARIABLE	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SWEDEN(-1)	-0.003328	0.003212	-1.036153	0.3018
D(SWEDEN(-1))	0.479954	0.078217	6.136192	0.0000
D(SWEDEN(-2))	0.278307	0.078140	3.561644	0.0005
R-squared	0.489746	Mean dependent VAR		0.000654
Adjusted R-squared	0.482943	S.D. dependent VAR		0.103553
S.E. of regression	0.074462	Akaike info criterion		-2.337652
Sum squared resid	0.831680	Schwarz criterion		-2.278232
Log likelihood	181.8304	Hannan-Quinn criter.		-2.313515
Durbin-Watson stat	2.000005			

➤ Πληθωρισμός-Ρουμανία

Null Hypothesis: ROMANIA has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.915647	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.473096	
5% level	-2.880211	
10% level	-2.576805	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent VARiable: D(ROMANIA)
 Method: Least Squares
 Date: 04/05/13 Time: 18:13
 Sample (adjusted): 2000M03 2012M12
 Included observations: 154 after adjustments

VARiable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ROMANIA(-1)	-0.006970	0.001008	-6.915647	0.0000
D(ROMANIA(-1))	0.762593	0.030067	25.36272	0.0000
C	0.027431	0.018863	1.454185	0.1480
R-squared	0.872153	Mean dependent VAR		-0.297403
Adjusted R-squared	0.870460	S.D. dependent VAR		0.433702
S.E. of regression	0.156097	Akaike info criterion		-0.857394
Sum squared resid	3.679292	Schwarz criterion		-0.798233
Log likelihood	69.01935	Hannan-Quinn criter.		-0.833363
F-statistic	515.0515	Durbin-Watson stat		2.036570
Prob(F-statistic)	0.000000			

Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας για πρώτες διαφορές: Ολλανδία και Σουηδία

➤ D(Πληθωρισμός)-Ολλανδία

Null Hypothesis: D(NETHERLANDS) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.835928	0.0557
Test critical values:		
1% level	-3.473382	
5% level	-2.880336	
10% level	-2.576871	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent VARIABLE: D(NETHERLANDS,2)
 Method: Least Squares
 Date: 04/05/13 Time: 18:26
 Sample (adjusted): 2000M04 2012M12
 Included observations: 153 after adjustments

VARIABLE	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(NETHERLANDS(-1))	-0.144835	0.051072	-2.835928	0.0052
D(NETHERLANDS(-1),2)	-0.369099	0.075859	-4.865575	0.0000
C	0.001652	0.005627	0.293588	0.7695
R-squared	0.236482	Mean dependent VAR		0.000654
Adjusted R-squared	0.226302	S.D. dependent VAR		0.079054
S.E. of regression	0.069536	Akaike info criterion		-2.474526
Sum squared resid	0.725292	Schwarz criterion		-2.415106
Log likelihood	192.3012	Hannan-Quinn criter.		-2.450388
F-statistic	23.22951	Durbin-Watson stat		1.983004
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(NETHERLANDS) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.823192	0.1913
Test critical values:		
1% level	-4.019151	
5% level	-3.439461	
10% level	-3.144113	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent VARIABLE: D(NETHERLANDS,2)
 Method: Least Squares
 Date: 04/05/13 Time: 18:28
 Sample (adjusted): 2000M04 2012M12
 Included observations: 153 after adjustments

VARIABLE	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(NETHERLANDS(-1))	-0.144757	0.051274	-2.823192	0.0054
D(NETHERLANDS(-1),2)	-0.369099	0.076113	-4.849351	0.0000
C	0.002090	0.011559	0.180763	0.8568
@TREND(2000M01)	-5.54E-06	0.000128	-0.043363	0.9655
R-squared	0.236492	Mean dependent VAR		0.000654
Adjusted R-squared	0.221119	S.D. dependent VAR		0.079054
S.E. of regression	0.069769	Akaike info criterion		-2.461467
Sum squared resid	0.725283	Schwarz criterion		-2.382239
Log likelihood	192.3022	Hannan-Quinn criter.		-2.429283
F-statistic	15.38392	Durbin-Watson stat		1.983183
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(NETHERLANDS) has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.834258	0.0048
Test critical values:		
1% level	-2.580164	
5% level	-1.942924	
10% level	-1.615325	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent VARIable: D(NETHERLANDS,2)
 Method: Least Squares
 Date: 04/05/13 Time: 18:30
 Sample (adjusted): 2000M04 2012M12
 Included observations: 153 after adjustments

VARIABLE	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(NETHERLANDS(-1))	-0.144169	0.050866	-2.834258	0.0052
D(NETHERLANDS(-1),2)	-0.369262	0.075627	-4.882649	0.0000
R-squared	0.236043	Mean dependent VAR		0.000654
Adjusted R-squared	0.230984	S.D. dependent VAR		0.079054
S.E. of regression	0.069325	Akaike info criterion		-2.487023
Sum squared resid	0.725709	Schwarz criterion		-2.447410
Log likelihood	192.2573	Hannan-Quinn criter.		-2.470932
Durbin-Watson stat	1.982862			

➤ D(Πληθωρισμός)-Σουηδία

Null Hypothesis: D(SWEDEN) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.847177	0.0031
Test critical values:		
1% level	-3.473382	
5% level	-2.880336	
10% level	-2.576871	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent VARIable: D(SWEDEN,2)
 Method: Least Squares
 Date: 04/05/13 Time: 18:33
 Sample (adjusted): 2000M04 2012M12
 Included observations: 153 after adjustments

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

D(SWEDEN(-1))	-0.245428	0.063794	-3.847177	0.0002
D(SWEDEN(-1),2)	-0.272954	0.078247	-3.488345	0.0006
C	-0.000511	0.006042	-0.084599	0.9327
R-squared	0.231520	Mean dependent VAR		-0.000654
Adjusted R-squared	0.221274	S.D. dependent VAR		0.084680
S.E. of regression	0.074726	Akaike info criterion		-2.330568
Sum squared resid	0.837593	Schwarz criterion		-2.271148
Log likelihood	181.2885	Hannan-Quinn criter.		-2.306431
F-statistic	22.59524	Durbin-Watson stat		1.995604
Prob(F-statistic)	0.000000			

Παράρτημα Β Επιλογή VAR μοντέλων

➤ Ελλάδα

Κριτήρια για επιλογή VAR

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous VARIables: D(GREECE_UN) GREECE_INF

Exogenous VARIables: C

Date: 04/08/13 Time: 16:22

Sample: 2000M01 2012M12

Included observations: 147

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-203.3150	NA	0.056003	2.793402	2.834088	2.809933
1	71.84744	539.0938	0.001400	-0.895884	-0.773825	-0.846290
2	176.2924	201.7848	0.000357	-2.262481	-2.059050	-2.179825
3	191.6433	29.23993	0.000306	-2.416916	-2.132113*	-2.301197
4	198.8918	13.60935	0.000293	-2.461113	-2.094937	-2.312332
5	207.8094	16.50059*	0.000274*	-2.528019*	-2.080471	-2.346175*
6	211.3774	6.504969	0.000275	-2.522142	-1.993222	-2.307236
7	215.3690	7.168581	0.000276	-2.522027	-1.911735	-2.274059
8	215.7970	0.756955	0.000290	-2.473428	-1.781764	-2.192397

Τελικό VAR μοντέλο που επιλέγεται

Vector Autoregression Estimates

Date: 04/08/13 Time: 16:25

Sample (adjusted): 2000M07 2012M12

Included observations: 150 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	D(GREECE_UN)	GREECE_INF
D(GREECE_UN(-1))	0.306126 (0.08399) [3.64483]	-0.029745 (0.02736) [-1.08730]
D(GREECE_UN(-2))	0.132726 (0.08848)	-0.000386 (0.02882)

	[1.50001]	[-0.01339]
D(GREECE_UN(-3))	0.064475 (0.08867) [0.72714]	0.067288 (0.02888) [2.32984]
D(GREECE_UN(-4))	0.171049 (0.08921) [1.91727]	-0.005727 (0.02906) [-0.19709]
D(GREECE_UN(-5))	0.177856 (0.08763) [2.02969]	-0.095661 (0.02854) [-3.35162]
GREECE_INF(-1)	-0.143745 (0.25272) [-0.56880]	1.437950 (0.08231) [17.4690]
GREECE_INF(-2)	0.489454 (0.44085) [1.11026]	-0.090424 (0.14359) [-0.62973]
GREECE_INF(-3)	-0.595037 (0.43868) [-1.35643]	-0.242038 (0.14289) [-1.69394]
GREECE_INF(-4)	0.364353 (0.43878) [0.83038]	-0.248649 (0.14292) [-1.73981]
GREECE_INF(-5)	-0.088051 (0.25359) [-0.34722]	0.096003 (0.08260) [1.16229]
C	-0.068453 (0.10137) [-0.67530]	0.156575 (0.03302) [4.74221]
<hr/>		
R-squared	0.479890	0.993010
Adj. R-squared	0.442472	0.992507
Sum sq. resids	6.490416	0.688580
S.E. equation	0.216087	0.070383
F-statistic	12.82512	1974.721
Log likelihood	22.68237	190.9411
Akaike AIC	-0.155765	-2.399215
Schwarz SC	0.065015	-2.178435
Mean dependent	0.102667	3.254000
S.D. dependent	0.289398	0.813116
<hr/>		
Determinant resid coVARiance (dof adj.)		0.000229
Determinant resid coVARiance		0.000197
Log likelihood		214.2934
Akaike information criterion		-2.563912
Schwarz criterion		-2.122352
<hr/>		

Στατιστικά σημαντικοί συντελεστές του VAR υποδείγματος

System: UNTITLED
 Estimation Method: Least Squares
 Date: 04/08/13 Time: 16:27
 Sample: 2000M07 2012M12
 Included observations: 150
 Total system (balanced) observations 300

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.306126	0.083989	3.644834	0.0003
C(2)	0.132726	0.088483	1.500013	0.1347
C(3)	0.064475	0.088669	0.727143	0.4678
C(4)	0.171049	0.089215	1.917274	0.0562
C(5)	0.177856	0.087627	2.029689	0.0433
C(6)	-0.143745	0.252717	-0.568801	0.5700
C(7)	0.489454	0.440847	1.110256	0.2678
C(8)	-0.595037	0.438678	-1.356431	0.1761
C(9)	0.364353	0.438777	0.830382	0.4070
C(10)	-0.088051	0.253588	-0.347219	0.7287
C(11)	-0.068453	0.101368	-0.675298	0.5000
C(12)	-0.029745	0.027357	-1.087301	0.2778
C(13)	-0.000386	0.028820	-0.013391	0.9893
C(14)	0.067288	0.028881	2.329835	0.0205
C(15)	-0.005727	0.029059	-0.197089	0.8439
C(16)	-0.095661	0.028542	-3.351620	0.0009
C(17)	1.437950	0.082314	17.46903	0.0000
C(18)	-0.090424	0.143592	-0.629727	0.5294
C(19)	-0.242038	0.142885	-1.693935	0.0914
C(20)	-0.248649	0.142917	-1.739810	0.0830
C(21)	0.096003	0.082598	1.162287	0.2461
C(22)	0.156575	0.033017	4.742210	0.0000

Determinant residual coVARiance 0.000197

Equation: $D(\text{GREECE_UN}) = C(1)*D(\text{GREECE_UN}(-1)) + C(2)*D(\text{GREECE_UN}(-2)) + C(3)*D(\text{GREECE_UN}(-3)) + C(4)*D(\text{GREECE_UN}(-4)) + C(5)*D(\text{GREECE_UN}(-5)) + C(6)*\text{GREECE_INF}(-1) + C(7)*\text{GREECE_INF}(-2) + C(8)*\text{GREECE_INF}(-3) + C(9)*\text{GREECE_INF}(-4) + C(10)*\text{GREECE_INF}(-5) + C(11)$

Observations: 150

R-squared	0.479890	Mean dependent VAR	0.102667
Adjusted R-squared	0.442472	S.D. dependent VAR	0.289398
S.E. of regression	0.216087	Sum squared resid	6.490416
Durbin-Watson stat	2.042046		

Equation: $\text{GREECE_INF} = C(12)*D(\text{GREECE_UN}(-1)) + C(13)*D(\text{GREECE_UN}(-2)) + C(14)*D(\text{GREECE_UN}(-3)) + C(15)*D(\text{GREECE_UN}(-4)) + C(16)*D(\text{GREECE_UN}(-5)) + C(17)*\text{GREECE_INF}(-1) + C(18)*\text{GREECE_INF}(-2) + C(19)*\text{GREECE_INF}(-3) + C(20)*\text{GREECE_INF}(-4) + C(21)*\text{GREECE_INF}(-5) + C(22)$

Observations: 150

R-squared	0.993010	Mean dependent VAR	3.254000
Adjusted R-squared	0.992507	S.D. dependent VAR	0.813116
S.E. of regression	0.070383	Sum squared resid	0.688580
Durbin-Watson stat	2.015321		

➤ Γερμανία

Κριτήρια για επιλογή VAR

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous VARiables: D(GERMANY_UN)
 GERMANY_INF
 Exogenous VARiables: C
 Date: 04/08/13 Time: 16:38
 Sample: 2000M01 2012M12
 Included observations: 147

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-13.72270	NA	0.004246	0.213914	0.254600	0.230446
1	321.7325	657.2183	4.67e-05	-4.295680	-4.173621	-4.246086
2	383.9550	120.2123	2.12e-05	-5.087824	-4.884393	-5.005167
3	396.5675	24.02375	1.88e-05	-5.205000	-4.920197*	-5.089281
4	404.2536	14.43109	1.79e-05*	-5.255151*	-4.888976	-5.106370*
5	404.8844	1.167104	1.87e-05	-5.209311	-4.761764	-5.027468
6	410.4489	10.14484*	1.84e-05	-5.230597	-4.701677	-5.015691
7	410.9077	0.823934	1.93e-05	-5.182417	-4.572125	-4.934449
8	412.4146	2.665248	2.00e-05	-5.148498	-4.456833	-4.867467

Τελικό μοντέλο που επιλέγεται

Vector Autoregression Estimates
 Date: 04/08/13 Time: 16:41
 Sample (adjusted): 2000M06 2012M12
 Included observations: 151 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

	D(GERMANY_UN)	GERMANY_INF
D(GERMANY_UN(-1))	0.459916 (0.08333) [5.51894]	-0.089788 (0.08781) [-1.02250]
D(GERMANY_UN(-2))	0.373912 (0.09147) [4.08792]	-0.176646 (0.09638) [-1.83276]
D(GERMANY_UN(-3))	0.140437 (0.09176) [1.53052]	0.212133 (0.09669) [2.19399]
D(GERMANY_UN(-4))	-0.120888 (0.08549) [-1.41414]	-0.082726 (0.09008) [-0.91837]
GERMANY_INF(-1)	0.024042 (0.07599) [0.31640]	1.342985 (0.08007) [16.7728]
GERMANY_INF(-2)	0.027385 (0.13054)	-0.182093 (0.13755)

	[0.20979]	[-1.32382]
GERMANY_INF(-3)	-0.067707 (0.12831) [-0.52770]	0.075783 (0.13520) [0.56052]
GERMANY_INF(-4)	0.022370 (0.07403) [0.30219]	-0.277810 (0.07800) [-3.56152]
C	-0.012868 (0.01484) [-0.86724]	0.066986 (0.01564) [4.28411]
R-squared	0.636737	0.990334
Adj. R-squared	0.616271	0.989790
Sum sq. resids	0.538255	0.597656
S.E. equation	0.061567	0.064876
F-statistic	31.11266	1818.661
Log likelihood	211.3114	203.4077
Akaike AIC	-2.679621	-2.574937
Schwarz SC	-2.499783	-2.395099
Mean dependent	-0.017881	1.693377
S.D. dependent	0.099389	0.642046
Determinant resid coVARiance (dof adj.)		1.59E-05
Determinant resid coVARiance		1.40E-05
Log likelihood		415.1881
Akaike information criterion		-5.260770
Schwarz criterion		-4.901094

Στατιστικά σημαντικοί συντελεστές

System: UNTITLED
 Estimation Method: Least Squares
 Date: 04/08/13 Time: 16:43
 Sample: 2000M06 2012M12
 Included observations: 151
 Total system (balanced) observations 302

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.459916	0.083334	5.518939	0.0000
C(2)	0.373912	0.091468	4.087916	0.0001
C(3)	0.140437	0.091758	1.530517	0.1270
C(4)	-0.120888	0.085485	-1.414140	0.1584
C(5)	0.024042	0.075986	0.316404	0.7519
C(6)	0.027385	0.130537	0.209791	0.8340
C(7)	-0.067707	0.128306	-0.527702	0.5981
C(8)	0.022370	0.074026	0.302190	0.7627
C(9)	-0.012868	0.014839	-0.867235	0.3865
C(10)	-0.089788	0.087812	-1.022499	0.3074
C(11)	-0.176646	0.096383	-1.832758	0.0679
C(12)	0.212133	0.096688	2.193986	0.0290
C(13)	-0.082726	0.090079	-0.918371	0.3592
C(14)	1.342985	0.080069	16.77277	0.0000
C(15)	-0.182093	0.137551	-1.323823	0.1866
C(16)	0.075783	0.135201	0.560522	0.5756
C(17)	-0.277810	0.078003	-3.561518	0.0004

C(18)	0.066986	0.015636	4.284112	0.0000
Determinant residual coVARiance		1.40E-05		

Equation: $D(\text{GERMANY_UN}) = C(1)*D(\text{GERMANY_UN}(-1)) + C(2)*D(\text{GERMANY_UN}(-2)) + C(3)*D(\text{GERMANY_UN}(-3)) + C(4)*D(\text{GERMANY_UN}(-4)) + C(5)*\text{GERMANY_INF}(-1) + C(6)*\text{GERMANY_INF}(-2) + C(7)*\text{GERMANY_INF}(-3) + C(8)*\text{GERMANY_INF}(-4) + C(9)$

Observations: 151

R-squared	0.636737	Mean dependent VAR	-0.017881
Adjusted R-squared	0.616271	S.D. dependent VAR	0.099389
S.E. of regression	0.061567	Sum squared resid	0.538255
Durbin-Watson stat	1.968366		

Equation: $\text{GERMANY_INF} = C(10)*D(\text{GERMANY_UN}(-1)) + C(11)*D(\text{GERMANY_UN}(-2)) + C(12)*D(\text{GERMANY_UN}(-3)) + C(13)*D(\text{GERMANY_UN}(-4)) + C(14)*\text{GERMANY_INF}(-1) + C(15)*\text{GERMANY_INF}(-2) + C(16)*\text{GERMANY_INF}(-3) + C(17)*\text{GERMANY_INF}(-4) + C(18)$

Observations: 151

R-squared	0.990334	Mean dependent VAR	1.693377
Adjusted R-squared	0.989790	S.D. dependent VAR	0.642046
S.E. of regression	0.064876	Sum squared resid	0.597656
Durbin-Watson stat	2.031387		

➤ Γαλλία

Κριτήρια για επιλογή VAR

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous VARiables: D(FRANCE_UN) FRANCE_INF

Exogenous VARiables: C

Date: 04/08/13 Time: 16:47

Sample: 2000M01 2012M12

Included observations: 147

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	0.187471	NA	0.003514	0.024660	0.065346	0.041191
1	260.1104	509.2367	0.000108	-3.457284	-3.335226	-3.407691
2	322.8088	121.1316	4.86e-05	-4.255902	-4.052471	-4.173246
3	340.4275	33.55948*	4.04e-05*	-4.441191*	-4.156388*	-4.325472*
4	341.8021	2.580825	4.19e-05	-4.405471	-4.039295	-4.256690
5	344.2680	4.562683	4.28e-05	-4.384598	-3.937051	-4.202755
6	349.0638	8.743490	4.23e-05	-4.395426	-3.866506	-4.180520
7	352.1996	5.631563	4.28e-05	-4.383668	-3.773376	-4.135700
8	354.6957	4.414840	4.38e-05	-4.363207	-3.671542	-4.082176

* indicates lag order selected by the criterion

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

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Τελικό μοντέλο που επιλέγεται

Vector Autoregression Estimates

Date: 04/08/13 Time: 16:53

Sample (adjusted): 2000M05 2012M12

Included observations: 152 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	D(FRANCE_UN)	FRANCE_INF
D(FRANCE_UN(-1))	0.243022 (0.08253) [2.94459]	-0.059435 (0.06497) [-0.91475]
D(FRANCE_UN(-2))	0.223276 (0.08304) [2.68867]	-0.042878 (0.06538) [-0.65585]
D(FRANCE_UN(-3))	0.054117 (0.08277) [0.65384]	0.008141 (0.06516) [0.12493]
FRANCE_INF(-1)	0.055708 (0.09422) [0.59125]	1.356767 (0.07418) [18.2914]
FRANCE_INF(-2)	-0.081946 (0.17141) [-0.47808]	0.048872 (0.13494) [0.36217]
FRANCE_INF(-3)	0.065807 (0.09372) [0.70217]	-0.451220 (0.07378) [-6.11560]
C	-0.068521 (0.02583) [-2.65228]	0.086421 (0.02034) [4.24907]
R-squared	0.319016	0.987314
Adj. R-squared	0.290837	0.986789
Sum sq. resids	1.094413	0.678298
S.E. equation	0.086877	0.068395
F-statistic	11.32118	1880.862
Log likelihood	159.2797	195.6371
Akaike AIC	-2.003680	-2.482067
Schwarz SC	-1.864422	-2.342809
Mean dependent	0.009211	1.901974
S.D. dependent	0.103165	0.595065
Determinant resid coVARiance (dof adj.)		3.52E-05
Determinant resid coVARiance		3.20E-05
Log likelihood		355.1515
Akaike information criterion		-4.488836
Schwarz criterion		-4.210320

Στατιστικά σημαντικοί συντελεστές

System: UNTITLED
 Estimation Method: Least Squares
 Date: 04/08/13 Time: 16:55
 Sample: 2000M05 2012M12
 Included observations: 152
 Total system (balanced) observations 304

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.243022	0.082531	2.944595	0.0035
C(2)	0.223276	0.083044	2.688667	0.0076
C(3)	0.054117	0.082768	0.653840	0.5137
C(4)	0.055708	0.094219	0.591255	0.5548
C(5)	-0.081946	0.171407	-0.478081	0.6330
C(6)	0.065807	0.093720	0.702171	0.4831
C(7)	-0.068521	0.025835	-2.652283	0.0084
C(8)	-0.059435	0.064974	-0.914752	0.3611
C(9)	-0.042878	0.065377	-0.655850	0.5124
C(10)	0.008141	0.065160	0.124933	0.9007
C(11)	1.356767	0.074175	18.29137	0.0000
C(12)	0.048872	0.134942	0.362168	0.7175
C(13)	-0.451220	0.073782	-6.115599	0.0000
C(14)	0.086421	0.020339	4.249068	0.0000
Determinant residual coVariance	3.20E-05			

Equation: $D(\text{FRANCE_UN}) = C(1)*D(\text{FRANCE_UN}(-1)) + C(2)*D(\text{FRANCE_UN}(-2)) + C(3)*D(\text{FRANCE_UN}(-3)) + C(4)*\text{FRANCE_INF}(-1) + C(5)*\text{FRANCE_INF}(-2) + C(6)*\text{FRANCE_INF}(-3) + C(7)$

Observations: 152

R-squared	0.319016	Mean dependent VAR	0.009211
Adjusted R-squared	0.290837	S.D. dependent VAR	0.103165
S.E. of regression	0.086877	Sum squared resid	1.094413
Durbin-Watson stat	1.988021		

Equation: $\text{FRANCE_INF} = C(8)*D(\text{FRANCE_UN}(-1)) + C(9)*D(\text{FRANCE_UN}(-2)) + C(10)*D(\text{FRANCE_UN}(-3)) + C(11)*\text{FRANCE_INF}(-1) + C(12)*\text{FRANCE_INF}(-2) + C(13)*\text{FRANCE_INF}(-3) + C(14)$

Observations: 152

R-squared	0.987314	Mean dependent VAR	1.901974
Adjusted R-squared	0.986789	S.D. dependent VAR	0.595065
S.E. of regression	0.068395	Sum squared resid	0.678298
Durbin-Watson stat	2.092389		

➤ Ισπανία

Κριτήρια για επιλογή VAR

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous VARiables: D(SPAIN_UN) SPAIN_INF
 Exogenous VARiables: C
 Date: 04/08/13 Time: 17:00
 Sample: 2000M01 2012M12
 Included observations: 147

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-206.5178	NA	0.058497	2.836976	2.877663	2.853508
1	133.2838	665.7337	0.000607	-1.731753	-1.609694	-1.682159

2	225.1498	177.4826	0.000184	-2.927209	-2.723778*	-2.844553
3	233.8361	16.54531	0.000172	-2.990968	-2.706165	-2.875249
4	241.3775	14.15934	0.000164	-3.039150	-2.672974	-2.890369*
5	246.8329	10.09436*	0.000161*	-3.058951*	-2.611404	-2.877108
6	250.2586	6.245502	0.000162	-3.051138	-2.522218	-2.836232
7	254.3132	7.281737	0.000162	-3.051881	-2.441588	-2.803912
8	256.1723	3.288074	0.000167	-3.022752	-2.331087	-2.741721

Τελικό μοντέλο που επιλέγεται

Vector Autoregression Estimates

Date: 04/08/13 Time: 17:06

Sample (adjusted): 2000M07 2012M12

Included observations: 150 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	D(SPAIN_UN)	SPAIN_INF
D(SPAIN_UN(-1))	0.525536 (0.08442) [6.22518]	0.065658 (0.04993) [1.31504]
D(SPAIN_UN(-2))	0.296463 (0.09567) [3.09870]	-0.073962 (0.05658) [-1.30715]
D(SPAIN_UN(-3))	-0.045861 (0.09962) [-0.46037]	0.079295 (0.05892) [1.34589]
D(SPAIN_UN(-4))	-0.065663 (0.09735) [-0.67454]	-0.077594 (0.05757) [-1.34778]
D(SPAIN_UN(-5))	0.176095 (0.08758) [2.01058]	-0.099181 (0.05180) [-1.91473]
SPAIN_INF(-1)	-0.030074 (0.14139) [-0.21271]	1.415739 (0.08362) [16.9311]
SPAIN_INF(-2)	-0.141088 (0.24498) [-0.57591]	-0.238900 (0.14489) [-1.64888]
SPAIN_INF(-3)	0.344675 (0.24595) [1.40141]	-0.014992 (0.14546) [-0.10307]
SPAIN_INF(-4)	-0.014204 (0.24353) [-0.05833]	-0.235705 (0.14402) [-1.63656]
SPAIN_INF(-5)	-0.160288 (0.13801) [-1.16144]	0.028965 (0.08162) [0.35488]
C	0.015411	0.136405

	(0.04451)	(0.02632)
	[0.34628]	[5.18226]
R-squared	0.691503	0.993275
Adj. R-squared	0.669309	0.992791
Sum sq. resids	2.720201	0.951456
S.E. equation	0.139892	0.082735
F-statistic	31.15720	2052.959
Log likelihood	87.90394	166.6890
Akaike AIC	-1.025386	-2.075854
Schwarz SC	-0.804606	-1.855074
Mean dependent	0.096000	2.866000
S.D. dependent	0.243266	0.974427
Determinant resid coVARiance (dof adj.)		0.000134
Determinant resid coVARiance		0.000115
Log likelihood		254.7681
Akaike information criterion		-3.103575
Schwarz criterion		-2.662015

Στατιστικά σημαντικοί συντελεστές

System: UNTITLED
 Estimation Method: Least Squares
 Date: 04/08/13 Time: 17:06
 Sample: 2000M07 2012M12
 Included observations: 150
 Total system (balanced) observations 300

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.525536	0.084421	6.225179	0.0000
C(2)	0.296463	0.095673	3.098699	0.0021
C(3)	-0.045861	0.099619	-0.460367	0.6456
C(4)	-0.065663	0.097346	-0.674540	0.5005
C(5)	0.176095	0.087585	2.010576	0.0453
C(6)	-0.030074	0.141385	-0.212712	0.8317
C(7)	-0.141088	0.244981	-0.575912	0.5651
C(8)	0.344675	0.245949	1.401409	0.1622
C(9)	-0.014204	0.243525	-0.058328	0.9535
C(10)	-0.160288	0.138008	-1.161443	0.2465
C(11)	0.015411	0.044506	0.346277	0.7294
C(12)	0.065658	0.049928	1.315045	0.1896
C(13)	-0.073962	0.056583	-1.307152	0.1922
C(14)	0.079295	0.058916	1.345890	0.1794
C(15)	-0.077594	0.057572	-1.347785	0.1788
C(16)	-0.099181	0.051799	-1.914730	0.0566
C(17)	1.415739	0.083618	16.93113	0.0000
C(18)	-0.238900	0.144886	-1.648878	0.1003
C(19)	-0.014992	0.145458	-0.103070	0.9180
C(20)	-0.235705	0.144025	-1.636558	0.1029
C(21)	0.028965	0.081620	0.354882	0.7229
C(22)	0.136405	0.026322	5.182256	0.0000
Determinant residual coVARiance		0.000115		

$$\text{Equation: } D(\text{SPAIN_UN}) = C(1)*D(\text{SPAIN_UN}(-1)) + C(2)*D(\text{SPAIN_UN}(-2)) \\ + C(3)*D(\text{SPAIN_UN}(-3)) + C(4)*D(\text{SPAIN_UN}(-4)) + C(5)$$

$$*D(\text{SPAIN_UN}(-5)) + C(6)*\text{SPAIN_INF}(-1) + C(7)*\text{SPAIN_INF}(-2) + C(8) \\ * \text{SPAIN_INF}(-3) + C(9)*\text{SPAIN_INF}(-4) + C(10)*\text{SPAIN_INF}(-5) + C(11)$$

Observations: 150

R-squared	0.691503	Mean dependent VAR	0.096000
Adjusted R-squared	0.669309	S.D. dependent VAR	0.243266
S.E. of regression	0.139892	Sum squared resid	2.720201
Durbin-Watson stat	1.990044		

$$\text{Equation: SPAIN_INF} = C(12)*D(\text{SPAIN_UN}(-1)) + C(13)*D(\text{SPAIN_UN}(-2)) \\ + C(14)*D(\text{SPAIN_UN}(-3)) + C(15)*D(\text{SPAIN_UN}(-4)) + C(16) \\ *D(\text{SPAIN_UN}(-5)) + C(17)*\text{SPAIN_INF}(-1) + C(18)*\text{SPAIN_INF}(-2) + \\ C(19)*\text{SPAIN_INF}(-3) + C(20)*\text{SPAIN_INF}(-4) + C(21)*\text{SPAIN_INF}(-5) + \\ C(22)$$

Observations: 150

R-squared	0.993275	Mean dependent VAR	2.866000
Adjusted R-squared	0.992791	S.D. dependent VAR	0.974427
S.E. of regression	0.082735	Sum squared resid	0.951456
Durbin-Watson stat	2.062636		

➤ Ιταλία

Κριτήρια για επιλογή VAR

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous VARiables: D(ITALY_UN) ITALY_INF

Exogenous VARiables: C

Date: 04/08/13 Time: 21:18

Sample: 2000M01 2012M12

Included observations: 147

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-85.94082	NA	0.011342	1.196474	1.237160	1.213005
1	173.9566	509.1868	0.000349	-2.285124	-2.163066	-2.235530
2	227.7641	103.9546	0.000177	-2.962777	-2.759346	-2.880121
3	248.1359	38.80334	0.000142	-3.185522	-2.900719*	-3.069803
4	257.9451	18.41728*	0.000131	-3.264559	-2.898383	-3.115778*
5	262.9463	9.253916	0.000129*	-3.278180*	-2.830633	-3.096337
6	263.5901	1.173805	0.000135	-3.232518	-2.703598	-3.017612
7	263.8128	0.399956	0.000143	-3.181127	-2.570834	-2.933158
8	267.2703	6.115362	0.000144	-3.173746	-2.482081	-2.892715

Τελικό μοντέλο που επιλέγεται

Vector Autoregression Estimates

Date: 04/08/13 Time: 21:21

Sample (adjusted): 2000M07 2012M12

Included observations: 150 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	D(ITALY_UN)	ITALY_INF
D(ITALY_UN(-1))	-0.018264 (0.08323) [-0.21944]	-0.093337 (0.03387) [-2.75589]
D(ITALY_UN(-2))	0.219355	-0.024840

	(0.08470)	(0.03447)
	[2.58973]	[-0.72070]
D(ITALY_UN(-3))	0.080847 (0.08533) [0.94743]	0.065112 (0.03472) [1.87516]
D(ITALY_UN(-4))	0.136441 (0.08510) [1.60328]	0.127666 (0.03463) [3.68667]
D(ITALY_UN(-5))	0.105521 (0.08974) [1.17583]	0.016415 (0.03652) [0.44951]
ITALY_INF(-1)	-0.120147 (0.20670) [-0.58126]	1.203743 (0.08411) [14.3115]
ITALY_INF(-2)	0.510412 (0.32093) [1.59040]	0.112828 (0.13059) [0.86397]
ITALY_INF(-3)	-0.196301 (0.31709) [-0.61907]	-0.190836 (0.12903) [-1.47902]
ITALY_INF(-4)	-0.556249 (0.31807) [-1.74880]	-0.031066 (0.12943) [-0.24002]
ITALY_INF(-5)	0.395210 (0.20259) [1.95083]	-0.151178 (0.08244) [-1.83390]
C	-0.071768 (0.06255) [-1.14734]	0.131328 (0.02545) [5.15961]
R-squared	0.159218	0.989649
Adj. R-squared	0.098730	0.988904
Sum sq. resids	3.592942	0.594922
S.E. equation	0.160775	0.065422
F-statistic	2.632229	1328.931
Log likelihood	67.03402	201.9063
Akaike AIC	-0.747120	-2.545417
Schwarz SC	-0.526340	-2.324637
Mean dependent	0.006667	2.366667
S.D. dependent	0.169352	0.621069
Determinant resid coVARiance (dof adj.)		0.000110
Determinant resid coVARiance		9.46E-05
Log likelihood		269.2223
Akaike information criterion		-3.296298
Schwarz criterion		-2.854738

Στατιστικά σημαντικοί συντελεστές

System: UNTITLED
 Estimation Method: Least Squares
 Date: 04/08/13 Time: 21:23
 Sample: 2000M07 2012M12
 Included observations: 150
 Total system (balanced) observations 300

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.018264	0.083232	-0.219437	0.8265
C(2)	0.219355	0.084702	2.589726	0.0101
C(3)	0.080847	0.085333	0.947428	0.3442
C(4)	0.136441	0.085101	1.603281	0.1100
C(5)	0.105521	0.089741	1.175831	0.2407
C(6)	-0.120147	0.206701	-0.581258	0.5615
C(7)	0.510412	0.320932	1.590405	0.1129
C(8)	-0.196301	0.317088	-0.619073	0.5364
C(9)	-0.556249	0.318074	-1.748802	0.0814
C(10)	0.395210	0.202586	1.950828	0.0521
C(11)	-0.071768	0.062551	-1.147344	0.2522
C(12)	-0.093337	0.033868	-2.755891	0.0062
C(13)	-0.024840	0.034467	-0.720705	0.4717
C(14)	0.065112	0.034724	1.875160	0.0618
C(15)	0.127666	0.034629	3.686675	0.0003
C(16)	0.016415	0.036517	0.449506	0.6534
C(17)	1.203743	0.084110	14.31153	0.0000
C(18)	0.112828	0.130593	0.863967	0.3884
C(19)	-0.190836	0.129028	-1.479021	0.1403
C(20)	-0.031066	0.129430	-0.240024	0.8105
C(21)	-0.151178	0.082435	-1.833901	0.0677
C(22)	0.131328	0.025453	5.159610	0.0000

Determinant residual coVARiance 9.46E-05

$$\text{Equation: } D(\text{ITALY_UN}) = C(1)*D(\text{ITALY_UN}(-1)) + C(2)*D(\text{ITALY_UN}(-2)) + C(3)*D(\text{ITALY_UN}(-3)) + C(4)*D(\text{ITALY_UN}(-4)) + C(5)*D(\text{ITALY_UN}(-5)) + C(6)*\text{ITALY_INF}(-1) + C(7)*\text{ITALY_INF}(-2) + C(8)*\text{ITALY_INF}(-3) + C(9)*\text{ITALY_INF}(-4) + C(10)*\text{ITALY_INF}(-5) + C(11)$$

Observations: 150

R-squared	0.159218	Mean dependent VAR	0.006667
Adjusted R-squared	0.098730	S.D. dependent VAR	0.169352
S.E. of regression	0.160775	Sum squared resid	3.592942
Durbin-Watson stat	2.025165		

$$\text{Equation: } \text{ITALY_INF} = C(12)*D(\text{ITALY_UN}(-1)) + C(13)*D(\text{ITALY_UN}(-2)) + C(14)*D(\text{ITALY_UN}(-3)) + C(15)*D(\text{ITALY_UN}(-4)) + C(16)*D(\text{ITALY_UN}(-5)) + C(17)*\text{ITALY_INF}(-1) + C(18)*\text{ITALY_INF}(-2) + C(19)*\text{ITALY_INF}(-3) + C(20)*\text{ITALY_INF}(-4) + C(21)*\text{ITALY_INF}(-5) + C(22)$$

Observations: 150

R-squared	0.989649	Mean dependent VAR	2.366667
Adjusted R-squared	0.988904	S.D. dependent VAR	0.621069
S.E. of regression	0.065422	Sum squared resid	0.594922
Durbin-Watson stat	1.979201		

➤ Δανία

Κριτήρια για επιλογή VAR

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous VARIables: D(DENMARK_UN)
 DENMARK_INF
 Exogenous VARIables: C
 Date: 04/08/13 Time: 21:27
 Sample: 2000M01 2012M12
 Included observations: 147

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-81.28684	NA	0.010646	1.133154	1.173841	1.149686
1	198.1835	547.5338	0.000251	-2.614742	-2.492684	-2.565148
2	256.8914	113.4220	0.000119	-3.359067	-3.155636	-3.276411
3	277.5313	39.31411*	9.51e-05*	-3.585460*	-3.300657*	-3.469741*
4	278.8237	2.426442	9.86e-05	-3.548621	-3.182446	-3.399840
5	282.2143	6.273849	9.95e-05	-3.540331	-3.092783	-3.358487
6	285.8092	6.553922	0.000100	-3.534819	-3.005899	-3.319913
7	288.2070	4.306247	0.000102	-3.513020	-2.902728	-3.265052
8	292.9848	8.450556	0.000101	-3.523603	-2.831938	-3.242572

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Τελικό μοντέλο που επιλέγεται

Vector Autoregression Estimates
 Date: 04/08/13 Time: 21:29
 Sample (adjusted): 2000M05 2012M12
 Included observations: 152 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

	D(DENMARK_UN)	DENMARK_INF
D(DENMARK_UN(-1))	0.460919 (0.08284) [5.56406]	-0.021198 (0.04071) [-0.52064]
D(DENMARK_UN(-2))	-0.049131 (0.09114) [-0.53905]	0.076334 (0.04480) [1.70400]
D(DENMARK_UN(-3))	-0.173374 (0.07891) [-2.19699]	-0.056321 (0.03879) [-1.45210]
DENMARK_INF(-1)	-0.010072 (0.15194) [-0.06629]	1.369691 (0.07468) [18.3413]

DENMARK_INF(-2)	-0.067502 (0.27869) [-0.24221]	0.042606 (0.13697) [0.31105]
DENMARK_INF(-3)	0.144735 (0.15374) [0.94144]	-0.453106 (0.07556) [-5.99655]
C	-0.124732 (0.04244) [-2.93896]	0.084823 (0.02086) [4.06642]
R-squared	0.328834	0.988797
Adj. R-squared	0.301061	0.988333
Sum sq. resids	2.828790	0.683339
S.E. equation	0.139674	0.068649
F-statistic	11.84030	2132.901
Log likelihood	87.10774	195.0744
Akaike AIC	-1.054049	-2.474663
Schwarz SC	-0.914792	-2.335405
Mean dependent	0.023684	2.106579
S.D. dependent	0.167069	0.635555
Determinant resid coVARiance (dof adj.)		8.85E-05
Determinant resid coVARiance		8.05E-05
Log likelihood		285.0744
Akaike information criterion		-3.566768
Schwarz criterion		-3.288253

Στατιστικά σημαντικοί συντελεστές

System: UNTITLED
 Estimation Method: Least Squares
 Date: 04/08/13 Time: 21:30
 Sample: 2000M05 2012M12
 Included observations: 152
 Total system (balanced) observations 304

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.460919	0.082839	5.564064	0.0000
C(2)	-0.049131	0.091144	-0.539051	0.5903
C(3)	-0.173374	0.078914	-2.196991	0.0288
C(4)	-0.010072	0.151941	-0.066292	0.9472
C(5)	-0.067502	0.278687	-0.242213	0.8088
C(6)	0.144735	0.153738	0.941437	0.3473
C(7)	-0.124732	0.042441	-2.938957	0.0036
C(8)	-0.021198	0.040715	-0.520640	0.6030
C(9)	0.076334	0.044797	1.703997	0.0895
C(10)	-0.056321	0.038786	-1.452096	0.1476
C(11)	1.369691	0.074678	18.34130	0.0000
C(12)	0.042606	0.136973	0.311054	0.7560
C(13)	-0.453106	0.075561	-5.996552	0.0000
C(14)	0.084823	0.020859	4.066418	0.0001
Determinant residual coVARiance		8.05E-05		

Equation: D(DENMARK_UN) = C(1)*D(DENMARK_UN(-1)) + C(2)

*D(DENMARK_UN(-2)) + C(3)*D(DENMARK_UN(-3)) + C(4)
 *DENMARK_INF(-1) + C(5)*DENMARK_INF(-2) + C(6)*DENMARK_INF(-3) + C(7)

Observations: 152

R-squared	0.328834	Mean dependent VAR	0.023684
Adjusted R-squared	0.301061	S.D. dependent VAR	0.167069
S.E. of regression	0.139674	Sum squared resid	2.828790
Durbin-Watson stat	1.991143		

Equation: DENMARK_INF = C(8)*D(DENMARK_UN(-1)) + C(9)
 *D(DENMARK_UN(-2)) + C(10)*D(DENMARK_UN(-3)) + C(11)
 *DENMARK_INF(-1) + C(12)*DENMARK_INF(-2) + C(13)
 *DENMARK_INF(-3) + C(14)

Observations: 152

R-squared	0.988797	Mean dependent VAR	2.106579
Adjusted R-squared	0.988333	S.D. dependent VAR	0.635555
S.E. of regression	0.068649	Sum squared resid	0.683339
Durbin-Watson stat	2.045523		

➤ Φινλανδία

Κριτήρια για επιλογή VAR

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous VARiables: D(FINLAND_UN) FINLAND_INF

Exogenous VARiables: C

Date: 04/08/13 Time: 21:37

Sample: 2000M01 2012M12

Included observations: 147

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-28.24884	NA	0.005174	0.411549	0.452235	0.428080
1	320.3592	682.9872	4.76e-05	-4.276996	-4.154937	-4.227402
2	382.8187	120.6700	2.15e-05	-5.072363	-4.868932	-4.989707
3	398.6995	30.24919	1.83e-05	-5.234006	-4.949203*	-5.118288
4	405.3390	12.46611*	1.76e-05*	-5.269919*	-4.903743	-5.121138*
5	408.9118	6.610796	1.77e-05	-5.264106	-4.816558	-5.082262
6	411.4128	4.559621	1.81e-05	-5.243711	-4.714791	-5.028805
7	414.9769	6.400962	1.82e-05	-5.237781	-4.627489	-4.989813
8	415.3419	0.645473	1.92e-05	-5.188325	-4.496660	-4.907294

* indicates lag order selected by the criterion

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

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Τελικό μοντέλο που επιλέγεται

Vector Autoregression Estimates

Date: 04/08/13 Time: 21:40

Sample (adjusted): 2000M06 2012M12

Included observations: 151 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	D(FINLAND_UN) N)	FINLAND_INF
D(FINLAND_UN(-1))	0.139216 (0.08329) [1.67138]	-0.160511 (0.10544) [-1.52228]
D(FINLAND_UN(-2))	0.385626 (0.08213) [4.69519]	-0.048732 (0.10397) [-0.46871]
D(FINLAND_UN(-3))	0.152214 (0.08331) [1.82706]	-0.012727 (0.10546) [-0.12067]
D(FINLAND_UN(-4))	0.078227 (0.08372) [0.93437]	-0.139848 (0.10598) [-1.31953]
FINLAND_INF(-1)	0.044866 (0.06404) [0.70055]	1.245212 (0.08107) [15.3592]
FINLAND_INF(-2)	-0.060264 (0.10544) [-0.57157]	0.039763 (0.13347) [0.29792]
FINLAND_INF(-3)	0.109932 (0.10497) [1.04724]	-0.056067 (0.13289) [-0.42192]
FINLAND_INF(-4)	-0.080720 (0.06336) [-1.27392]	-0.235800 (0.08021) [-2.93974]
C	-0.029888 (0.01367) [-2.18662]	0.009622 (0.01730) [0.55611]
R-squared	0.547290	0.995188
Adj. R-squared	0.521785	0.994917
Sum sq. resids	0.446414	0.715378
S.E. equation	0.056069	0.070978
F-statistic	21.45828	3671.115
Log likelihood	225.4362	189.8332
Akaike AIC	-2.866705	-2.395142
Schwarz SC	-2.686867	-2.215304
Mean dependent	-0.012583	1.978808
S.D. dependent	0.081080	0.995564
Determinant resid coVARiance (dof adj.)		1.57E-05
Determinant resid coVARiance		1.39E-05
Log likelihood		415.8598
Akaike information criterion		-5.269666
Schwarz criterion		-4.909990

Στατιστικά σημαντικοί συντελεστές

System: UNTITLED
 Estimation Method: Least Squares
 Date: 04/08/13 Time: 21:41
 Sample: 2000M06 2012M12
 Included observations: 151
 Total system (balanced) observations 302

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.139216	0.083294	1.671376	0.0957
C(2)	0.385626	0.082132	4.695190	0.0000
C(3)	0.152214	0.083311	1.827055	0.0687
C(4)	0.078227	0.083721	0.934373	0.3509
C(5)	0.044866	0.064044	0.700550	0.4842
C(6)	-0.060264	0.105436	-0.571567	0.5681
C(7)	0.109932	0.104974	1.047237	0.2959
C(8)	-0.080720	0.063363	-1.273920	0.2037
C(9)	-0.029888	0.013669	-2.186619	0.0296
C(10)	-0.160511	0.105442	-1.522277	0.1291
C(11)	-0.048732	0.103971	-0.468706	0.6396
C(12)	-0.012727	0.105464	-0.120672	0.9040
C(13)	-0.139848	0.105983	-1.319532	0.1881
C(14)	1.245212	0.081073	15.35915	0.0000
C(15)	0.039763	0.133471	0.297916	0.7660
C(16)	-0.056067	0.132886	-0.421921	0.6734
C(17)	-0.235800	0.080211	-2.939738	0.0036
C(18)	0.009622	0.017303	0.556109	0.5786

Determinant residual coVARiance 1.39E-05

$$\begin{aligned} \text{Equation: } D(\text{FINLAND_UN}) &= C(1)*D(\text{FINLAND_UN}(-1)) + C(2) \\ &*D(\text{FINLAND_UN}(-2)) + C(3)*D(\text{FINLAND_UN}(-3)) + C(4) \\ &*D(\text{FINLAND_UN}(-4)) + C(5)*\text{FINLAND_INF}(-1) + C(6)*\text{FINLAND_INF} \\ &(-2) + C(7)*\text{FINLAND_INF}(-3) + C(8)*\text{FINLAND_INF}(-4) + C(9) \end{aligned}$$

Observations: 151

R-squared	0.547290	Mean dependent VAR	-0.012583
Adjusted R-squared	0.521785	S.D. dependent VAR	0.081080
S.E. of regression	0.056069	Sum squared resid	0.446415
Durbin-Watson stat	2.040154		

$$\begin{aligned} \text{Equation: } \text{FINLAND_INF} &= C(10)*D(\text{FINLAND_UN}(-1)) + C(11) \\ &*D(\text{FINLAND_UN}(-2)) + C(12)*D(\text{FINLAND_UN}(-3)) + C(13) \\ &*D(\text{FINLAND_UN}(-4)) + C(14)*\text{FINLAND_INF}(-1) + C(15) \\ &* \text{FINLAND_INF}(-2) + C(16)*\text{FINLAND_INF}(-3) + C(17)*\text{FINLAND_INF} \\ &(-4) + C(18) \end{aligned}$$

Observations: 151

R-squared	0.995188	Mean dependent VAR	1.978808
Adjusted R-squared	0.994917	S.D. dependent VAR	0.995564
S.E. of regression	0.070978	Sum squared resid	0.715378
Durbin-Watson stat	1.970372		

➤ **Ολλανδία**
Κριτήρια για επιλογή VAR

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous VARiables: D(NETHERLANDS_UN) D(NETHERLANDS_INF)

Exogenous VARiables: C

Date: 04/08/13 Time: 21:48

Sample: 2000M01 2012M12

Included observations: 147

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	233.8234	NA	0.000146	-3.154060	-3.113374	-3.137529
1	311.1007	151.4003	5.40e-05	-4.151030	-4.028971	-4.101436
2	326.9435	30.60783	4.60e-05	-4.312156	-4.108725*	-4.229500
3	334.4923	14.37878*	4.38e-05*	-4.360440*	-4.075637	-4.244721*
4	334.9586	0.875428	4.60e-05	-4.312362	-3.946186	-4.163581
5	338.5660	6.674933	4.62e-05	-4.307020	-3.859473	-4.125177
6	342.7389	7.607661	4.61e-05	-4.309372	-3.780452	-4.094466
7	346.1919	6.201456	4.65e-05	-4.301931	-3.691639	-4.053963
8	346.6964	0.892151	4.88e-05	-4.254372	-3.562707	-3.973341

* indicates lag order selected by the criterion

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

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Τελικό μοντέλο που επιλέγεται

Vector Autoregression Estimates

Date: 04/08/13 Time: 21:49

Sample (adjusted): 2000M05 2012M12

Included observations: 152 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	D(NETHERLANDS_UN(-	D(NETHERLANDS_INF(-
	DS_UN)	DS_INF)
D(NETHERLANDS_UN(-1))	0.093144 (0.07995) [1.16505]	-0.106929 (0.06061) [-1.76419]
D(NETHERLANDS_UN(-2))	0.261025 (0.07833) [3.33233]	-0.089560 (0.05939) [-1.50811]
D(NETHERLANDS_UN(-3))	0.314370 (0.08165) [3.85032]	-0.022954 (0.06190) [-0.37082]
D(NETHERLANDS_INF(-1))	-0.122094 (0.10957)	0.444762 (0.08307)

	[-1.11431]	[5.35420]
D(NETHERLANDS_INF(-2))	0.120215 (0.11405) [1.05403]	0.338905 (0.08647) [3.91947]
D(NETHERLANDS_INF(-3))	-0.011596 (0.10732) [-0.10805]	0.011854 (0.08137) [0.14568]
C	0.007736 (0.00758) [1.02118]	0.004974 (0.00574) [0.86606]
R-squared	0.271142	0.671336
Adj. R-squared	0.240983	0.657736
Sum sq. resids	1.192066	0.685156
S.E. equation	0.090671	0.068740
F-statistic	8.990241	49.36341
Log likelihood	152.7840	194.8726
Akaike AIC	-1.918210	-2.472007
Schwarz SC	-1.778953	-2.332750
Mean dependent	0.017105	0.005921
S.D. dependent	0.104074	0.117498
Determinant resid coVARiance (dof adj.)		3.88E-05
Determinant resid coVARiance		3.53E-05
Log likelihood		347.7552
Akaike information criterion		-4.391516
Schwarz criterion		-4.113001

Στατιστικά σημαντικοί συντελεστές

System: UNTITLED
 Estimation Method: Least Squares
 Date: 04/08/13 Time: 21:50
 Sample: 2000M05 2012M12
 Included observations: 152
 Total system (balanced) observations 304

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.093144	0.079948	1.165053	0.2450
C(2)	0.261025	0.078331	3.332330	0.0010
C(3)	0.314370	0.081648	3.850315	0.0001
C(4)	-0.122094	0.109569	-1.114305	0.2661
C(5)	0.120215	0.114053	1.054032	0.2927
C(6)	-0.011596	0.107325	-0.108047	0.9140
C(7)	0.007736	0.007576	1.021185	0.3080
C(8)	-0.106929	0.060611	-1.764187	0.0788
C(9)	-0.089560	0.059385	-1.508112	0.1326
C(10)	-0.022954	0.061900	-0.370820	0.7110
C(11)	0.444762	0.083068	5.354199	0.0000
C(12)	0.338905	0.086467	3.919468	0.0001
C(13)	0.011854	0.081366	0.145681	0.8843
C(14)	0.004974	0.005743	0.866060	0.3872

Determinant residual coVARiance

3.53E-05

$$\text{Equation: } D(\text{NETHERLANDS_UN}) = C(1)*D(\text{NETHERLANDS_UN}(-1)) + C(2)*D(\text{NETHERLANDS_UN}(-2)) + C(3)*D(\text{NETHERLANDS_UN}(-3)) + C(4)*D(\text{NETHERLANDS_INF}(-1)) + C(5)*D(\text{NETHERLANDS_INF}(-2)) + C(6)*D(\text{NETHERLANDS_INF}(-3)) + C(7)$$

Observations: 152

R-squared	0.271142	Mean dependent VAR	0.017105
Adjusted R-squared	0.240983	S.D. dependent VAR	0.104074
S.E. of regression	0.090671	Sum squared resid	1.192066
Durbin-Watson stat	1.977920		

$$\text{Equation: } D(\text{NETHERLANDS_INF}) = C(8)*D(\text{NETHERLANDS_UN}(-1)) + C(9)*D(\text{NETHERLANDS_UN}(-2)) + C(10)*D(\text{NETHERLANDS_UN}(-3)) + C(11)*D(\text{NETHERLANDS_INF}(-1)) + C(12)*D(\text{NETHERLANDS_INF}(-2)) + C(13)*D(\text{NETHERLANDS_INF}(-3)) + C(14)$$

Observations: 152

R-squared	0.671336	Mean dependent VAR	0.005921
Adjusted R-squared	0.657736	S.D. dependent VAR	0.117498
S.E. of regression	0.068740	Sum squared resid	0.685156
Durbin-Watson stat	2.000947		

➤ Βέλγιο

Κριτήρια για την επιλογή VAR

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous VARiables: D(BELGIUM_UN) BELGIUM_INF

Exogenous VARiables: C

Date: 04/08/13 Time: 21:56

Sample: 2000M01 2012M12

Included observations: 147

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-123.0786	NA	0.018798	1.701749	1.742435	1.718280
1	151.2159	537.3932	0.000475	-1.975726	-1.853668	-1.926132
2	251.5470	193.8371	0.000128	-3.286354	-3.082923	-3.203698
3	273.2278	41.29674	0.000101	-3.526909	-3.242106*	-3.411190*
4	278.4973	9.893671*	9.91e-05*	-3.544181*	-3.178005	-3.395399
5	281.2726	5.135356	0.000101	-3.527519	-3.079971	-3.345675
6	283.7521	4.520416	0.000103	-3.506831	-2.977911	-3.291925
7	284.6253	1.568256	0.000107	-3.464290	-2.853998	-3.216322
8	287.3548	4.827676	0.000109	-3.447005	-2.755340	-3.165974

* indicates lag order selected by the criterion

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

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Τελικό μοντέλο που επιλέγεται

Vector Autoregression Estimates

Date: 04/08/13 Time: 21:57

Sample (adjusted): 2000M06 2012M12
 Included observations: 151 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

	D(BELGIUM_UN) N)	BELGIUM_INF
D(BELGIUM_UN(-1))	0.588502 (0.08238) [7.14352]	-0.064125 (0.06335) [-1.01217]
D(BELGIUM_UN(-2))	-0.064043 (0.09034) [-0.70893]	-0.014480 (0.06947) [-0.20843]
D(BELGIUM_UN(-3))	-0.373459 (0.08996) [-4.15118]	0.121318 (0.06918) [1.75353]
D(BELGIUM_UN(-4))	0.097911 (0.08178) [1.19732]	-0.128949 (0.06289) [-2.05049]
BELGIUM_INF(-1)	-0.081103 (0.10691) [-0.75858]	1.434699 (0.08222) [17.4496]
BELGIUM_INF(-2)	0.065845 (0.18596) [0.35409]	-0.147711 (0.14301) [-1.03290]
BELGIUM_INF(-3)	0.005349 (0.18551) [0.02883]	-0.231744 (0.14266) [-1.62445]
BELGIUM_INF(-4)	0.021076 (0.10785) [0.19542]	-0.106201 (0.08294) [-1.28049]
C	-0.020623 (0.02685) [-0.76820]	0.113952 (0.02064) [5.51965]
R-squared	0.424231	0.992393
Adj. R-squared	0.391793	0.991965
Sum sq. resids	1.719681	1.017010
S.E. equation	0.110047	0.084629
F-statistic	13.07833	2315.660
Log likelihood	123.6134	163.2714
Akaike AIC	-1.518059	-2.043330
Schwarz SC	-1.338221	-1.863492
Mean dependent	0.004636	2.270199
S.D. dependent	0.141109	0.944090
Determinant resid coVARiance (dof adj.)		8.58E-05
Determinant resid coVARiance		7.59E-05
Log likelihood		287.7125
Akaike information criterion		-3.572351
Schwarz criterion		-3.212675

Στατιστικά σημαντικοί συντελεστές

System: UNTITLED
 Estimation Method: Least Squares
 Date: 04/08/13 Time: 21:58
 Sample: 2000M06 2012M12
 Included observations: 151
 Total system (balanced) observations 302

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.588502	0.082383	7.143522	0.0000
C(2)	-0.064043	0.090338	-0.708927	0.4790
C(3)	-0.373459	0.089965	-4.151181	0.0000
C(4)	0.097911	0.081775	1.197319	0.2322
C(5)	-0.081103	0.106915	-0.758577	0.4487
C(6)	0.065845	0.185957	0.354086	0.7235
C(7)	0.005349	0.185508	0.028833	0.9770
C(8)	0.021076	0.107849	0.195419	0.8452
C(9)	-0.020623	0.026846	-0.768204	0.4430
C(10)	-0.064125	0.063354	-1.012166	0.3123
C(11)	-0.014480	0.069472	-0.208432	0.8350
C(12)	0.121318	0.069185	1.753531	0.0806
C(13)	-0.128949	0.062887	-2.050491	0.0412
C(14)	1.434699	0.082220	17.44958	0.0000
C(15)	-0.147711	0.143005	-1.032904	0.3025
C(16)	-0.231744	0.142660	-1.624452	0.1054
C(17)	-0.106201	0.082938	-1.280493	0.2014
C(18)	0.113952	0.020645	5.519652	0.0000

Determinant residual coVARiance 7.59E-05

Equation: $D(\text{BELGIUM_UN}) = C(1)*D(\text{BELGIUM_UN}(-1)) + C(2)*D(\text{BELGIUM_UN}(-2)) + C(3)*D(\text{BELGIUM_UN}(-3)) + C(4)*D(\text{BELGIUM_UN}(-4)) + C(5)*\text{BELGIUM_INF}(-1) + C(6)*\text{BELGIUM_INF}(-2) + C(7)*\text{BELGIUM_INF}(-3) + C(8)*\text{BELGIUM_INF}(-4) + C(9)$

Observations: 151

R-squared	0.424231	Mean dependent VAR	0.004636
Adjusted R-squared	0.391793	S.D. dependent VAR	0.141109
S.E. of regression	0.110047	Sum squared resid	1.719681
Durbin-Watson stat	2.032386		

Equation: $\text{BELGIUM_INF} = C(10)*D(\text{BELGIUM_UN}(-1)) + C(11)*D(\text{BELGIUM_UN}(-2)) + C(12)*D(\text{BELGIUM_UN}(-3)) + C(13)*D(\text{BELGIUM_UN}(-4)) + C(14)*\text{BELGIUM_INF}(-1) + C(15)*\text{BELGIUM_INF}(-2) + C(16)*\text{BELGIUM_INF}(-3) + C(17)*\text{BELGIUM_INF}(-4) + C(18)$

Observations: 151

R-squared	0.992393	Mean dependent VAR	2.270199
Adjusted R-squared	0.991965	S.D. dependent VAR	0.944090
S.E. of regression	0.084629	Sum squared resid	1.017010
Durbin-Watson stat	1.983940		

➤ Αυστρία

Κριτήρια για επιλογή VAR

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous VARIables: D(AUSTRIA_UN) AUSTRIA_INF

Exogenous VARIables: C

Date: 04/08/13 Time: 22:05

Sample: 2000M01 2012M12

Included observations: 147

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-81.37429	NA	0.010658	1.134344	1.175030	1.150875
1	188.1346	528.0173	0.000288	-2.478021	-2.355963	-2.428428
2	253.2857	125.8701	0.000125	-3.310009	-3.106578	-3.227353
3	273.0970	37.73585	0.000101	-3.525129	-3.240326*	-3.409410
4	280.8340	14.52665*	9.60e-05*	-3.575973*	-3.209797	-3.427192*
5	283.7173	5.335025	9.75e-05	-3.560779	-3.113231	-3.378935
6	284.8006	1.975054	0.000101	-3.521096	-2.992176	-3.306190
7	285.3463	0.980100	0.000106	-3.474100	-2.863807	-3.226131
8	287.5510	3.899339	0.000109	-3.449673	-2.758008	-3.168642

* indicates lag order selected by the criterion

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

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Τελικό μοντέλο που επιλέγεται

Vector Autoregression Estimates

Date: 04/08/13 Time: 22:07

Sample (adjusted): 2000M06 2012M12

Included observations: 151 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	D(AUSTRIA_UN)	AUSTRIA_INF
D(AUSTRIA_UN(-1))	0.144879 (0.08586) [1.68735]	-0.124493 (0.04081) [-3.05045]
D(AUSTRIA_UN(-2))	-0.150392 (0.08848) [-1.69970]	0.014030 (0.04206) [0.33361]
D(AUSTRIA_UN(-3))	0.036201 (0.08624) [0.41976]	-0.079282 (0.04099) [-1.93412]
D(AUSTRIA_UN(-4))	-0.013791 (0.08731) [-0.15796]	0.006212 (0.04150) [0.14968]

AUSTRIA_INF(-1)	-0.023213 (0.17455) [-0.13299]	1.253004 (0.08297) [15.1026]
AUSTRIA_INF(-2)	-0.104521 (0.28636) [-0.36500]	0.015295 (0.13611) [0.11237]
AUSTRIA_INF(-3)	0.314564 (0.28373) [1.10868]	-0.033681 (0.13486) [-0.24974]
AUSTRIA_INF(-4)	-0.152880 (0.16906) [-0.90428]	-0.275525 (0.08036) [-3.42873]
C	-0.063850 (0.03737) [-1.70849]	0.082286 (0.01776) [4.63230]
R-squared	0.077327	0.991701
Adj. R-squared	0.025345	0.991233
Sum sq. resids	2.821180	0.637366
S.E. equation	0.140952	0.066996
F-statistic	1.487581	2121.065
Log likelihood	86.23969	198.5510
Akaike AIC	-1.023042	-2.510609
Schwarz SC	-0.843204	-2.330772
Mean dependent	0.003974	2.019868
S.D. dependent	0.142773	0.715544
Determinant resid coVARiance (dof adj.)		8.34E-05
Determinant resid coVARiance		7.38E-05
Log likelihood		289.8275
Akaike information criterion		-3.600364
Schwarz criterion		-3.240688

Στατιστικά σημαντικοί συντελεστές

System: UNTITLED
 Estimation Method: Least Squares
 Date: 04/08/13 Time: 22:07
 Sample: 2000M06 2012M12
 Included observations: 151
 Total system (balanced) observations 302

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.144879	0.085862	1.687347	0.0926
C(2)	-0.150392	0.088482	-1.699696	0.0903
C(3)	0.036201	0.086241	0.419762	0.6750
C(4)	-0.013791	0.087307	-0.157963	0.8746
C(5)	-0.023213	0.174550	-0.132986	0.8943
C(6)	-0.104521	0.286357	-0.365002	0.7154
C(7)	0.314564	0.283729	1.108676	0.2685
C(8)	-0.152880	0.169063	-0.904279	0.3666
C(9)	-0.063850	0.037372	-1.708488	0.0886
C(10)	-0.124493	0.040811	-3.050449	0.0025

C(11)	0.014030	0.042056	0.333607	0.7389
C(12)	-0.079282	0.040991	-1.934120	0.0541
C(13)	0.006212	0.041498	0.149683	0.8811
C(14)	1.253004	0.082966	15.10264	0.0000
C(15)	0.015295	0.136109	0.112370	0.9106
C(16)	-0.033681	0.134860	-0.249744	0.8030
C(17)	-0.275525	0.080358	-3.428731	0.0007
C(18)	0.082286	0.017764	4.632303	0.0000

Determinant residual coVARiance 7.38E-05

Equation: $D(AUSTRIA_UN) = C(1)*D(AUSTRIA_UN(-1)) + C(2)*D(AUSTRIA_UN(-2)) + C(3)*D(AUSTRIA_UN(-3)) + C(4)*D(AUSTRIA_UN(-4)) + C(5)*AUSTRIA_INF(-1) + C(6)*AUSTRIA_INF(-2) + C(7)*AUSTRIA_INF(-3) + C(8)*AUSTRIA_INF(-4) + C(9)$

Observations: 151

R-squared	0.077327	Mean dependent VAR	0.003974
Adjusted R-squared	0.025345	S.D. dependent VAR	0.142773
S.E. of regression	0.140952	Sum squared resid	2.821180
Durbin-Watson stat	1.996768		

Equation: $AUSTRIA_INF = C(10)*D(AUSTRIA_UN(-1)) + C(11)*D(AUSTRIA_UN(-2)) + C(12)*D(AUSTRIA_UN(-3)) + C(13)*D(AUSTRIA_UN(-4)) + C(14)*AUSTRIA_INF(-1) + C(15)*AUSTRIA_INF(-2) + C(16)*AUSTRIA_INF(-3) + C(17)*AUSTRIA_INF(-4) + C(18)$

Observations: 151

R-squared	0.991701	Mean dependent VAR	2.019868
Adjusted R-squared	0.991233	S.D. dependent VAR	0.715544
S.E. of regression	0.066996	Sum squared resid	0.637366
Durbin-Watson stat	2.037212		

➤ Πορτογαλία Κριτήρια για επιλογή VAR

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous VARIables: D(PORTUGAL_UN)
PORTUGAL_INF
Exogenous VARIables: C
Date: 04/08/13 Time: 22:13
Sample: 2000M01 2012M12
Included observations: 147

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-168.2092	NA	0.034736	2.315771	2.356457	2.332302
1	176.9209	676.1732	0.000335	-2.325455	-2.203396	-2.275861
2	269.6216	179.0951	0.000100	-3.532266	-3.328835	-3.449610
3	282.9106	25.31248	8.83e-05	-3.658648	-3.373845*	-3.542929*
4	289.2498	11.90216*	8.56e-05	-3.690474	-3.324298	-3.541693
5	293.5287	7.917375	8.53e-05*	-3.694268*	-3.246720	-3.512424
6	295.2251	3.092854	8.80e-05	-3.662927	-3.134007	-3.448021
7	298.7775	6.379720	8.86e-05	-3.656837	-3.046544	-3.408868
8	300.1205	2.375315	9.19e-05	-3.620686	-2.929022	-3.339656

* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Τελικό μοντέλο που επιλέγεται

Vector Autoregression Estimates
 Date: 04/08/13 Time: 22:14
 Sample (adjusted): 2000M07 2012M12
 Included observations: 150 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

	D(PORTUGAL_ UN)	PORTUGAL_ IN F
D(PORTUGAL_UN(-1))	0.620681 (0.08213) [7.55746]	0.011851 (0.05695) [0.20809]
D(PORTUGAL_UN(-2))	0.164892 (0.09586) [1.72018]	0.018782 (0.06647) [0.28256]
D(PORTUGAL_UN(-3))	-0.246237 (0.09422) [-2.61348]	-0.059590 (0.06534) [-0.91206]
D(PORTUGAL_UN(-4))	-0.096977 (0.09857) [-0.98388]	-0.061157 (0.06835) [-0.89476]
D(PORTUGAL_UN(-5))	0.228977 (0.08370) [2.73572]	-0.027440 (0.05804) [-0.47276]
PORTUGAL_INF(-1)	-0.201796 (0.12200) [-1.65405]	1.470569 (0.08460) [17.3823]
PORTUGAL_INF(-2)	0.040778 (0.21499) [0.18968]	-0.202185 (0.14908) [-1.35618]
PORTUGAL_INF(-3)	0.453718 (0.21287) [2.13141]	-0.106557 (0.14762) [-0.72185]
PORTUGAL_INF(-4)	-0.246813 (0.21546) [-1.14549]	-0.263373 (0.14941) [-1.76270]
PORTUGAL_INF(-5)	-0.048250 (0.12141) [-0.39741]	0.080021 (0.08419) [0.95047]
C	0.032859 (0.02494)	0.064021 (0.01729)

	[1.31765]	[3.70212]
R-squared	0.492022	0.996289
Adj. R-squared	0.455477	0.996022
Sum sq. resids	1.716965	0.825642
S.E. equation	0.111141	0.077071
F-statistic	13.46340	3731.802
Log likelihood	122.4150	177.3264
Akaike AIC	-1.485534	-2.217685
Schwarz SC	-1.264754	-1.996905
Mean dependent	0.080000	2.599333
S.D. dependent	0.150614	1.221974
Determinant resid coVARiance (dof adj.)		7.33E-05
Determinant resid coVARiance		6.29E-05
Log likelihood		299.8378
Akaike information criterion		-3.704505
Schwarz criterion		-3.262945

Στατιστικά σημαντικοί συντελεστές

System: UNTITLED
 Estimation Method: Least Squares
 Date: 04/08/13 Time: 22:16
 Sample: 2000M07 2012M12
 Included observations: 150
 Total system (balanced) observations 300

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.620681	0.082128	7.557456	0.0000
C(2)	0.164892	0.095857	1.720184	0.0865
C(3)	-0.246237	0.094218	-2.613478	0.0095
C(4)	-0.096977	0.098566	-0.983878	0.3260
C(5)	0.228977	0.083699	2.735715	0.0066
C(6)	-0.201796	0.122001	-1.654052	0.0992
C(7)	0.040778	0.214989	0.189677	0.8497
C(8)	0.453718	0.212873	2.131409	0.0339
C(9)	-0.246813	0.215465	-1.145491	0.2530
C(10)	-0.048250	0.121410	-0.397414	0.6914
C(11)	0.032859	0.024938	1.317652	0.1887
C(12)	0.011851	0.056952	0.208088	0.8353
C(13)	0.018782	0.066472	0.282555	0.7777
C(14)	-0.059590	0.065336	-0.912062	0.3625
C(15)	-0.061157	0.068351	-0.894758	0.3717
C(16)	-0.027440	0.058041	-0.472761	0.6368
C(17)	1.470569	0.084602	17.38225	0.0000
C(18)	-0.202185	0.149084	-1.356178	0.1761
C(19)	-0.106557	0.147617	-0.721852	0.4710
C(20)	-0.263373	0.149414	-1.762705	0.0790
C(21)	0.080021	0.084192	0.950466	0.3427
C(22)	0.064021	0.017293	3.702119	0.0003
Determinant residual coVARiance		6.29E-05		

$$\text{Equation: } D(\text{PORTUGAL_UN}) = C(1)*D(\text{PORTUGAL_UN}(-1)) + C(2)*D(\text{PORTUGAL_UN}(-2)) + C(3)*D(\text{PORTUGAL_UN}(-3)) + C(4)$$

*D(PORTUGAL_UN(-4)) + C(5)*D(PORTUGAL_UN(-5)) + C(6)
 *PORTUGAL_INF(-1) + C(7)*PORTUGAL_INF(-2) + C(8)
 *PORTUGAL_INF(-3) + C(9)*PORTUGAL_INF(-4) + C(10)
 *PORTUGAL_INF(-5) + C(11)

Observations: 150

R-squared	0.492022	Mean dependent VAR	0.080000
Adjusted R-squared	0.455477	S.D. dependent VAR	0.150614
S.E. of regression	0.111141	Sum squared resid	1.716965
Durbin-Watson stat	2.028663		

Equation: PORTUGAL_INF = C(12)*D(PORTUGAL_UN(-1)) + C(13)
 *D(PORTUGAL_UN(-2)) + C(14)*D(PORTUGAL_UN(-3)) + C(15)
 *D(PORTUGAL_UN(-4)) + C(16)*D(PORTUGAL_UN(-5)) + C(17)
 *PORTUGAL_INF(-1) + C(18)*PORTUGAL_INF(-2) + C(19)
 *PORTUGAL_INF(-3) + C(20)*PORTUGAL_INF(-4) + C(21)
 *PORTUGAL_INF(-5) + C(22)

Observations: 150

R-squared	0.996289	Mean dependent VAR	2.599333
Adjusted R-squared	0.996022	S.D. dependent VAR	1.221974
S.E. of regression	0.077071	Sum squared resid	0.825642
Durbin-Watson stat	2.000654		

➤ Ηνωμένο Βασίλειο Κριτήρια για επιλογή VAR

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous VARiables: D(UNITED_KINGDOM_UN)

UNITED_KINGDOM_INF

Exogenous VARiables: C

Date: 04/08/13 Time: 22:23

Sample: 2000M01 2012M12

Included observations: 145

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-82.25666	NA	0.010959	1.162161	1.203219	1.178844
1	261.7340	673.7472	0.000101	-3.527365	-3.404190	-3.477315
2	305.9136	85.31241	5.79e-05	-4.081567	-3.876275	-3.998150
3	317.5566	22.16184	5.21e-05	-4.186988	-3.899579*	-4.070204
4	324.0292	12.14169*	5.03e-05*	-4.221093*	-3.851567	-4.070942*
5	326.9978	5.486822	5.11e-05	-4.206867	-3.755224	-4.023349
6	330.7845	6.894309	5.13e-05	-4.203924	-3.670165	-3.987039
7	335.1786	7.879173	5.10e-05	-4.209360	-3.593484	-3.959109
8	337.3339	3.805256	5.24e-05	-4.183916	-3.485924	-3.900298

* indicates lag order selected by the criterion

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

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Τελικό μοντέλο που επιλέγεται

Vector Autoregression Estimates

Date: 04/08/13 Time: 22:25

Sample (adjusted): 2000M06 2012M10
 Included observations: 149 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

	D(UNITED_KINGDOM_UN)	UNITED_KINGDOM_INF
D(UNITED_KINGDOM_UN (-1))	0.239576 (0.08375) [2.86066]	0.003164 (0.06115) [0.05175]
D(UNITED_KINGDOM_UN (-2))	0.117256 (0.08605) [1.36271]	0.027215 (0.06282) [0.43320]
D(UNITED_KINGDOM_UN (-3))	0.002596 (0.08519) [0.03047]	0.107383 (0.06220) [1.72643]
D(UNITED_KINGDOM_UN (-4))	0.121861 (0.08314) [1.46569]	-0.187352 (0.06070) [-3.08636]
UNITED_KINGDOM_INF(-1)	0.224932 (0.11171) [2.01353]	1.436436 (0.08156) [17.6118]
UNITED_KINGDOM_INF(-2)	-0.191936 (0.18951) [-1.01280]	-0.068551 (0.13836) [-0.49544]
UNITED_KINGDOM_INF(-3)	-0.094937 (0.19233) [-0.49361]	-0.390751 (0.14042) [-2.78265]
UNITED_KINGDOM_INF(-4)	0.070274 (0.11628) [0.60436]	0.010378 (0.08490) [0.12225]
C	-0.012411 (0.01966) [-0.63132]	0.029501 (0.01435) [2.05536]
R-squared	0.219021	0.995566
Adj. R-squared	0.174393	0.995312
Sum sq. resids	1.292127	0.688782
S.E. equation	0.096070	0.070142
F-statistic	4.907768	3929.013
Log likelihood	142.2786	189.1481
Akaike AIC	-1.788974	-2.418095
Schwarz SC	-1.607527	-2.236648
Mean dependent	0.015436	2.211409
S.D. dependent	0.105731	1.024466

Determinant resid coVARiance (dof adj.)	4.51E-05
Determinant resid coVARiance	3.98E-05
Log likelihood	331.9278
Akaike information criterion	-4.213796
Schwarz criterion	-3.850903

Στατιστικά σημαντικοί συντελεστές

Estimation Method: Least Squares
Date: 04/08/13 Time: 22:26
Sample: 2000M06 2012M11
Included observations: 150
Total system (unbalanced) observations 299

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.239576	0.083748	2.860664	0.0045
C(2)	0.117256	0.086046	1.362712	0.1741
C(3)	0.002596	0.085192	0.030468	0.9757
C(4)	0.121861	0.083143	1.465689	0.1439
C(5)	0.224932	0.111711	2.013527	0.0450
C(6)	-0.191936	0.189510	-1.012803	0.3120
C(7)	-0.094937	0.192332	-0.493610	0.6220
C(8)	0.070274	0.116278	0.604363	0.5461
C(9)	-0.012411	0.019659	-0.631324	0.5283
C(10)	0.006369	0.061222	0.104029	0.9172
C(11)	0.028484	0.062948	0.452505	0.6513
C(12)	0.108625	0.062323	1.742930	0.0824
C(13)	-0.194922	0.060535	-3.219971	0.0014
C(14)	1.434952	0.081725	17.55823	0.0000
C(15)	-0.090205	0.137590	-0.655604	0.5126
C(16)	-0.358579	0.138391	-2.591051	0.0101
C(17)	0.002080	0.084821	0.024521	0.9805
C(18)	0.028770	0.014372	2.001840	0.0463

Determinant residual coVARiance 4.00E-05

Equation: $D(\text{UNITED_KINGDOM_UN}) = C(1)*D(\text{UNITED_KINGDOM_UN}(-1)) + C(2)*D(\text{UNITED_KINGDOM_UN}(-2)) + C(3)*D(\text{UNITED_KINGDOM_UN}(-3)) + C(4)*D(\text{UNITED_KINGDOM_UN}(-4)) + C(5)*\text{UNITED_KINGDOM_INF}(-1) + C(6)*\text{UNITED_KINGDOM_INF}(-2) + C(7)*\text{UNITED_KINGDOM_INF}(-3) + C(8)*\text{UNITED_KINGDOM_INF}(-4) + C(9)$

Observations: 149

R-squared	0.219021	Mean dependent VAR	0.015436
Adjusted R-squared	0.174393	S.D. dependent VAR	0.105731
S.E. of regression	0.096070	Sum squared resid	1.292127
Durbin-Watson stat	2.043631		

Equation: $\text{UNITED_KINGDOM_INF} = C(10)*D(\text{UNITED_KINGDOM_UN}(-1)) + C(11)*D(\text{UNITED_KINGDOM_UN}(-2)) + C(12)*D(\text{UNITED_KINGDOM_UN}(-3)) + C(13)*D(\text{UNITED_KINGDOM_UN}(-4)) + C(14)*\text{UNITED_KINGDOM_INF}(-1) + C(15)*\text{UNITED_KINGDOM_INF}(-2) + C(16)*\text{UNITED_KINGDOM_INF}(-3) + C(17)*\text{UNITED_KINGDOM_INF}(-4) + C(18)$

Observations: 150

R-squared	0.995533	Mean dependent VAR	2.216667
-----------	----------	--------------------	----------

Adjusted R-squared	0.995279	S.D. dependent VAR	1.023051
S.E. of regression	0.070290	Sum squared resid	0.696645
Durbin-Watson stat	2.000800		

➤ Ηνωμένες Πολιτείες Αμερικής Κριτήρια για επιλογή VAR

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous VARIables: D(UNITED_STATES_UN) UNITED_STATES_INF

Exogenous VARIables: C

Date: 04/08/13 Time: 22:31

Sample: 2000M01 2012M12

Included observations: 132

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-167.3827	NA	0.044630	2.566405	2.610084	2.584154
1	62.15187	448.6358	0.001464	-0.850786	-0.719749	-0.797539
2	170.6068	208.6937	0.000301	-2.433437	-2.215043*	-2.344692*
3	174.3752	7.137093	0.000302	-2.429928	-2.124176	-2.305684
4	176.8199	4.555894	0.000309	-2.406361	-2.013252	-2.246620
5	183.9591	13.08864*	0.000295*	-2.453926*	-1.973459	-2.258686
6	186.0553	3.779455	0.000304	-2.425080	-1.857255	-2.194342
7	190.1992	7.346038	0.000303	-2.427261	-1.772078	-2.161025
8	191.4349	2.153174	0.000316	-2.385378	-1.642838	-2.083644

* indicates lag order selected by the criterion

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

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Τελικό μοντέλο που επιλέγεται

Vector Autoregression Estimates

Date: 04/08/13 Time: 22:33

Sample (adjusted): 2000M07 2011M09

Included observations: 135 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	D(UNITED_STATES_UN(-1))	UNITED_STATES_INF
D(UNITED_STATES_UN(-1))	0.105679 (0.08763) [1.20600]	-0.010469 (0.06371) [-0.16433]
D(UNITED_STATES_UN(-2))	0.199856 (0.08747) [2.28491]	0.005798 (0.06359) [0.09117]
D(UNITED_STATES_UN(-3))	0.148096	-0.001389

	(0.08752)	(0.06363)
	[1.69223]	[-0.02184]
D(UNITED_STATES_UN(-4))	-0.001507 (0.08731) [-0.01726]	-0.120002 (0.06348) [-1.89050]
D(UNITED_STATES_UN(-5))	0.234934 (0.08818) [2.66437]	-0.167138 (0.06411) [-2.60717]
UNITED_STATES_INF(-1)	0.080051 (0.11965) [0.66904]	1.870630 (0.08699) [21.5040]
UNITED_STATES_INF(-2)	-0.141472 (0.25805) [-0.54824]	-0.983624 (0.18761) [-5.24293]
UNITED_STATES_INF(-3)	0.094643 (0.28650) [0.33034]	0.015491 (0.20830) [0.07437]
UNITED_STATES_INF(-4)	0.017693 (0.25612) [0.06908]	0.109053 (0.18621) [0.58565]
UNITED_STATES_INF(-5)	-0.023761 (0.11733) [-0.20251]	-0.046980 (0.08530) [-0.55075]
C	-0.056270 (0.03391) [-1.65919]	0.098827 (0.02466) [4.00811]
<hr/>		
R-squared	0.295351	0.993253
Adj. R-squared	0.238524	0.992709
Sum sq. resids	2.674014	1.413416
S.E. equation	0.146849	0.106764
F-statistic	5.197403	1825.372
Log likelihood	73.15765	116.1937
Akaike AIC	-0.920854	-1.558425
Schwarz SC	-0.684128	-1.321699
Mean dependent	0.037037	2.477037
S.D. dependent	0.168284	1.250310
<hr/>		
Determinant resid coVARiance (dof adj.)		0.000245
Determinant resid coVARiance		0.000207
Log likelihood		189.6206
Akaike information criterion		-2.483269
Schwarz criterion		-2.009817
<hr/>		

Στατιστικά σημαντικοί συντελεστές

System: UNTITLED
 Estimation Method: Least Squares
 Date: 04/08/13 Time: 22:34

Sample: 2000M07 2011M10
 Included observations: 136
 Total system (unbalanced) observations 271

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.111242	0.087163	1.276246	0.2031
C(2)	0.200928	0.087304	2.301471	0.0222
C(3)	0.147323	0.087357	1.686446	0.0930
C(4)	-0.007089	0.086842	-0.081636	0.9350
C(5)	0.234595	0.088022	2.665183	0.0082
C(6)	0.083407	0.119360	0.698782	0.4853
C(7)	-0.158097	0.256654	-0.615991	0.5385
C(8)	0.115782	0.284628	0.406785	0.6845
C(9)	0.007057	0.255289	0.027644	0.9780
C(10)	-0.021406	0.117083	-0.182831	0.8551
C(11)	-0.056062	0.033854	-1.655976	0.0990
C(12)	-0.010469	0.063708	-0.164325	0.8696
C(13)	0.005798	0.063592	0.091170	0.9274
C(14)	-0.001389	0.063626	-0.021838	0.9826
C(15)	-0.120002	0.063476	-1.890501	0.0599
C(16)	-0.167138	0.064107	-2.607167	0.0097
C(17)	1.870630	0.086990	21.50399	0.0000
C(18)	-0.983624	0.187610	-5.242930	0.0000
C(19)	0.015491	0.208298	0.074371	0.9408
C(20)	0.109053	0.186210	0.585645	0.5586
C(21)	-0.046980	0.085302	-0.550747	0.5823
C(22)	0.098827	0.024657	4.008106	0.0001

Determinant residual coVARiance 0.000206

$$\text{Equation: } D(\text{UNITED_STATES_UN}) = C(1)*D(\text{UNITED_STATES_UN}(-1)) + C(2)*D(\text{UNITED_STATES_UN}(-2)) + C(3)*D(\text{UNITED_STATES_UN}(-3)) + C(4)*D(\text{UNITED_STATES_UN}(-4)) + C(5)*D(\text{UNITED_STATES_UN}(-5)) + C(6)*\text{UNITED_STATES_INF}(-1) + C(7)*\text{UNITED_STATES_INF}(-2) + C(8)*\text{UNITED_STATES_INF}(-3) + C(9)*\text{UNITED_STATES_INF}(-4) + C(10)*\text{UNITED_STATES_INF}(-5) + C(11)$$

Observations: 136

R-squared	0.295594	Mean dependent VAR	0.036029
Adjusted R-squared	0.239242	S.D. dependent VAR	0.168071
S.E. of regression	0.146594	Sum squared resid	2.686220
Durbin-Watson stat	2.024748		

$$\text{Equation: } \text{UNITED_STATES_INF} = C(12)*D(\text{UNITED_STATES_UN}(-1)) + C(13)*D(\text{UNITED_STATES_UN}(-2)) + C(14)*D(\text{UNITED_STATES_UN}(-3)) + C(15)*D(\text{UNITED_STATES_UN}(-4)) + C(16)*D(\text{UNITED_STATES_UN}(-5)) + C(17)*\text{UNITED_STATES_INF}(-1) + C(18)*\text{UNITED_STATES_INF}(-2) + C(19)*\text{UNITED_STATES_INF}(-3) + C(20)*\text{UNITED_STATES_INF}(-4) + C(21)*\text{UNITED_STATES_INF}(-5) + C(22)$$

Observations: 135

R-squared	0.993253	Mean dependent VAR	2.477037
Adjusted R-squared	0.992709	S.D. dependent VAR	1.250310
S.E. of regression	0.106764	Sum squared resid	1.413416
Durbin-Watson stat	2.041013		

➤ Σουηδία

Κριτήρια για την επιλογή του VAR

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous VARIables: D(SWEDEN_UN)
 D(SWEDEN_INF)
 Exogenous VARIables: C
 Date: 04/08/13 Time: 22:42
 Sample: 2000M01 2012M12
 Included observations: 147

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	76.14438	NA	0.001250	-1.008767	-0.968081	-0.992236
1	134.0497	113.4471	0.000600	-1.742172	-1.620114	-1.692579
2	148.7038	28.31142	0.000519	-1.887127	-1.683696*	-1.804471*
3	153.9953	10.07904*	0.000510*	-1.904698*	-1.619895	-1.788980
4	157.0177	5.674758	0.000517	-1.891398	-1.525223	-1.742617
5	160.6553	6.730675	0.000520	-1.886466	-1.438919	-1.704623
6	162.4421	3.257688	0.000536	-1.856356	-1.327436	-1.641450
7	163.2363	1.426317	0.000560	-1.812739	-1.202447	-1.564771
8	164.5749	2.367554	0.000581	-1.776530	-1.084865	-1.495499

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Τελικό μοντέλο που επιλέγεται

Vector Autoregression Estimates
 Date: 04/08/13 Time: 22:44
 Sample (adjusted): 2000M05 2012M12
 Included observations: 152 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

	D(SWEDEN_UN) N)	D(SWEDEN_INF) F)
D(SWEDEN_UN(-1))	-0.447145 (0.08206) [-5.44915]	-0.009172 (0.02133) [-0.43002]
D(SWEDEN_UN(-2))	-0.161176 (0.08934) [-1.80397]	-0.014735 (0.02322) [-0.63451]
D(SWEDEN_UN(-3))	0.252623 (0.08191) [3.08411]	0.010591 (0.02129) [0.49743]
D(SWEDEN_INF(-1))	-0.135558 (0.32430) [-0.41800]	0.476505 (0.08430) [5.65277]

D(SWEDEN_INF(-2))	0.105724 (0.34348) [0.30780]	0.260993 (0.08928) [2.92329]
D(SWEDEN_INF(-3))	-0.058462 (0.31823) [-0.18371]	0.025196 (0.08272) [0.30460]
C	0.018075 (0.02365) [0.76419]	0.000128 (0.00615) [0.02076]
R-squared	0.281703	0.494241
Adj. R-squared	0.251981	0.473313
Sum sq. resids	12.20117	0.824354
S.E. equation	0.290079	0.075400
F-statistic	9.477742	23.61628
Log likelihood	-23.98014	180.8160
Akaike AIC	0.407633	-2.287053
Schwarz SC	0.546891	-2.147796
Mean dependent	0.012500	0.000658
S.D. dependent	0.335398	0.103895
Determinant resid coVARiance (dof adj.)		0.000456
Determinant resid coVARiance		0.000415
Log likelihood		160.5502
Akaike information criterion		-1.928292
Schwarz criterion		-1.649777

Στατιστικά σημαντικοί συντελεστές

System: UNTITLED
 Estimation Method: Least Squares
 Date: 04/08/13 Time: 22:45
 Sample: 2000M05 2012M12
 Included observations: 152
 Total system (balanced) observations 304

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.447145	0.082058	-5.449147	0.0000
C(2)	-0.161176	0.089345	-1.803969	0.0723
C(3)	0.252623	0.081911	3.084106	0.0022
C(4)	-0.135558	0.324302	-0.417999	0.6763
C(5)	0.105724	0.343479	0.307804	0.7585
C(6)	-0.058462	0.318232	-0.183709	0.8544
C(7)	0.018075	0.023652	0.764191	0.4454
C(8)	-0.009172	0.021329	-0.430023	0.6675
C(9)	-0.014735	0.023223	-0.634506	0.5263
C(10)	0.010591	0.021291	0.497434	0.6193
C(11)	0.476505	0.084296	5.652766	0.0000
C(12)	0.260993	0.089281	2.923295	0.0037
C(13)	0.025196	0.082718	0.304598	0.7609
C(14)	0.000128	0.006148	0.020762	0.9834
Determinant residual coVARiance		0.000415		

$$\text{Equation: } D(\text{SWEDEN_UN}) = C(1)*D(\text{SWEDEN_UN}(-1)) + C(2)*D(\text{SWEDEN_UN}(-2)) + C(3)*D(\text{SWEDEN_UN}(-3)) + C(4)*D(\text{SWEDEN_INF}(-1)) + C(5)*D(\text{SWEDEN_INF}(-2)) + C(6)*D(\text{SWEDEN_INF}(-3)) + C(7)$$

Observations: 152

R-squared	0.281703	Mean dependent VAR	0.012500
Adjusted R-squared	0.251981	S.D. dependent VAR	0.335398
S.E. of regression	0.290079	Sum squared resid	12.20117
Durbin-Watson stat	2.066737		

$$\text{Equation: } D(\text{SWEDEN_INF}) = C(8)*D(\text{SWEDEN_UN}(-1)) + C(9)*D(\text{SWEDEN_UN}(-2)) + C(10)*D(\text{SWEDEN_UN}(-3)) + C(11)*D(\text{SWEDEN_INF}(-1)) + C(12)*D(\text{SWEDEN_INF}(-2)) + C(13)*D(\text{SWEDEN_INF}(-3)) + C(14)$$

Observations: 152

R-squared	0.494241	Mean dependent VAR	0.000658
Adjusted R-squared	0.473313	S.D. dependent VAR	0.103895
S.E. of regression	0.075400	Sum squared resid	0.824354
Durbin-Watson stat	1.977662		

➤ Ρουμανία

Κριτήρια για την επιλογή του VAR

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous VARIables: D(ROMANIA_UN) ROMANIA_INF

Exogenous VARIables: C

Date: 04/08/13 Time: 23:30

Sample: 2000M01 2012M12

Included observations: 147

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-573.0319	NA	8.566072	7.823563	7.864249	7.840094
1	-10.76273	1101.589	0.004306	0.228064	0.350123	0.277658
2	77.24153	170.0218	0.001373*	-0.914851*	-0.711420*	-0.832195*
3	79.67338	4.632096	0.001403	-0.893515	-0.608712	-0.777797
4	80.82525	2.162708	0.001459	-0.854765	-0.488590	-0.705984
5	82.80628	3.665563	0.001500	-0.827296	-0.379749	-0.645453
6	89.42431	12.06553*	0.001448	-0.862916	-0.333996	-0.648010
7	91.53257	3.786260	0.001486	-0.837178	-0.226885	-0.589209
8	95.75236	7.463572	0.001483	-0.840168	-0.148503	-0.559137

* indicates lag order selected by the criterion

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

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Τελικό μοντέλο που επιλέγεται

Vector Autoregression Estimates

Date: 04/08/13 Time: 23:34

Sample (adjusted): 2000M04 2012M12

Included observations: 153 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	D(ROMANIA_UN N)	ROMANIA_INF
D(ROMANIA_UN(-1))	-0.148715 (0.08118) [-1.83203]	0.055897 (0.05221) [1.07071]
D(ROMANIA_UN(-2))	0.128006 (0.08144) [1.57174]	-0.030895 (0.05238) [-0.58985]
ROMANIA_INF(-1)	0.072886 (0.05552) [1.31272]	1.763944 (0.03571) [49.3994]
ROMANIA_INF(-2)	-0.070514 (0.05455) [-1.29277]	-0.770727 (0.03508) [-21.9712]
C	-0.014696 (0.02950) [-0.49824]	0.027462 (0.01897) [1.44771]
R-squared	0.059989	0.999866
Adj. R-squared	0.034583	0.999862
Sum sq. resids	8.779704	3.631304
S.E. equation	0.243562	0.156639
F-statistic	2.361238	276111.5
Log likelihood	1.539043	69.07713
Akaike AIC	0.045241	-0.837610
Schwarz SC	0.144275	-0.738576
Mean dependent	0.000000	14.74641
S.D. dependent	0.247886	13.35304
Determinant resid coVARiance (dof adj.)		0.001444
Determinant resid coVARiance		0.001351
Log likelihood		71.22778
Akaike information criterion		-0.800363
Schwarz criterion		-0.602295

Στατιστικά σημαντικοί συντελεστές

System: UNTITLED

Estimation Method: Least Squares

Date: 04/08/13 Time: 23:35

Sample: 2000M04 2012M12

Included observations: 153

Total system (balanced) observations 306

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.148715	0.081175	-1.832028	0.0680
C(2)	0.128006	0.081442	1.571736	0.1171
C(3)	0.072886	0.055523	1.312721	0.1903
C(4)	-0.070514	0.054545	-1.292772	0.1971
C(5)	-0.014696	0.029496	-0.498237	0.6187

C(6)	0.055897	0.052205	1.070713	0.2852
C(7)	-0.030895	0.052377	-0.589849	0.5557
C(8)	1.763944	0.035708	49.39944	0.0000
C(9)	-0.770727	0.035079	-21.97116	0.0000
C(10)	0.027462	0.018969	1.447714	0.1488

Determinant residual coVARiance 0.001351

Equation: $D(\text{ROMANIA_UN}) = C(1)*D(\text{ROMANIA_UN}(-1)) + C(2)*D(\text{ROMANIA_UN}(-2)) + C(3)*\text{ROMANIA_INF}(-1) + C(4)*\text{ROMANIA_INF}(-2) + C(5)$

Observations: 153

R-squared	0.059989	Mean dependent VAR	0.000000
Adjusted R-squared	0.034583	S.D. dependent VAR	0.247886
S.E. of regression	0.243562	Sum squared resid	8.779703
Durbin-Watson stat	2.018270		

Equation: $\text{ROMANIA_INF} = C(6)*D(\text{ROMANIA_UN}(-1)) + C(7)*D(\text{ROMANIA_UN}(-2)) + C(8)*\text{ROMANIA_INF}(-1) + C(9)*\text{ROMANIA_INF}(-2) + C(10)$

Observations: 153

R-squared	0.999866	Mean dependent VAR	14.74641
Adjusted R-squared	0.999862	S.D. dependent VAR	13.35304
S.E. of regression	0.156639	Sum squared resid	3.631304
Durbin-Watson stat	2.008652		

Παράρτημα Γ Έλεγχοι αιτιότητας

➤ Ελλάδα

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 04/10/13 Time: 12:25

Sample: 2000M01 2012M12

Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
GREECE_INF does not Granger Cause D(GREECE_UN)	150	0.74017	0.5946
D(GREECE_UN) does not Granger Cause GREECE_INF		3.97193	0.0021

➤ Γερμανία

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 04/10/13 Time: 13:15

Sample: 2000M01 2012M12

Lags: 4

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
GERMANY_INF does not Granger Cause D(GERMANY_UN)	151	0.35936	0.8372
D(GERMANY_UN) does not Granger Cause GERMANY_INF		3.03089	0.0196

➤ **Γαλλία**

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 04/10/13 Time: 13:24

Sample: 2000M01 2012M12

Lags: 3

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
FRANCE_INF does not Granger Cause D(FRANCE_UN)	152	2.93677	0.0354
D(FRANCE_UN) does not Granger Cause FRANCE_INF		0.61331	0.6074

➤ **Ισπανία**

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 04/10/13 Time: 13:33

Sample: 2000M01 2012M12

Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
SPAIN_INF does not Granger Cause D(SPAIN_UN)	150	1.41902	0.2211
D(SPAIN_UN) does not Granger Cause SPAIN_INF		3.83275	0.0028

➤ **Ιταλία**

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 04/10/13 Time: 15:05

Sample: 2000M01 2012M12

Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
ITALY_INF does not Granger Cause D(ITALY_UN)	150	1.42688	0.2183
D(ITALY_UN) does not Granger Cause ITALY_INF		4.26568	0.0012

➤ **Δανία**

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 04/10/13 Time: 15:24

Sample: 2000M01 2012M12

Lags: 3

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DENMARK_INF does not Granger Cause D(DENMARK_UN)	152	4.15562	0.0074
D(DENMARK_UN) does not Granger Cause DENMARK_INF		1.18483	0.3177

➤ **Φινλανδία**

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 04/10/13 Time: 15:34
 Sample: 2000M01 2012M12
 Lags: 4

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
FINLAND_INF does not Granger Cause D(FINLAND_UN)	151	3.78308	0.0059
D(FINLAND_UN) does not Granger Cause FINLAND_INF		2.44526	0.0492

➤ Ολλανδία

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 04/10/13 Time: 15:43

Sample: 2000M01 2012M12

Lags: 3

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D(NETHERLANDS_INF) does not Granger Cause D(NETHERLANDS_UN)	152	0.55255	0.6472
D(NETHERLANDS_UN) does not Granger Cause D(NETHERLANDS_INF)		2.67278	0.0496

➤ Βέλγιο

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 04/10/13 Time: 15:56

Sample: 2000M01 2012M12

Lags: 4

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
BELGIUM_INF does not Granger Cause D(BELGIUM_UN)	151	1.65709	0.1633
D(BELGIUM_UN) does not Granger Cause BELGIUM_INF		1.31718	0.2665

➤ Αυστρία

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 04/10/13 Time: 16:03

Sample: 2000M01 2012M12

Lags: 4

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
AUSTRIA_INF does not Granger Cause D(AUSTRIA_UN)	151	1.54116	0.1935
D(AUSTRIA_UN) does not Granger Cause AUSTRIA_INF		2.98433	0.0211

➤ Πορτογαλία

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 04/10/13 Time: 16:12
Sample: 2000M01 2012M12
Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
PORTUGAL_INF does not Granger Cause D(PORTUGAL_UN)	150	1.83316	0.1102
D(PORTUGAL_UN) does not Granger Cause PORTUGAL_INF		1.49460	0.1954

➤ Ην.Βασίλειο

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 04/10/13 Time: 16:19

Sample: 2000M01 2012M12

Lags: 4

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
UNITED_KINGDOM_INF does not Granger Cause D(UNITED_KINGDOM_UN)	149	1.67560	0.1590
D(UNITED_KINGDOM_UN) does not Granger Cause UNITED_KINGDOM_INF		2.66711	0.0349

➤ Η.Π.Α.

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 04/10/13 Time: 16:32

Sample: 2000M01 2012M12

Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
UNITED_STATES_INF does not Granger Cause D(UNITED_STATES_UN)	135	1.32961	0.2560
D(UNITED_STATES_UN) does not Granger Cause UNITED_STATES_INF		2.86025	0.0177

➤ Σουηδία

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 04/10/13 Time: 16:40

Sample: 2000M01 2012M12

Lags: 3

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D(SWEDEN_INF) does not Granger Cause D(SWEDEN_UN)	152	0.09356	0.9635
D(SWEDEN_UN) does not Granger Cause D(SWEDEN_INF)		0.43215	0.7303

➤ Ρουμανία

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 04/10/13 Time: 16:45

Sample: 2000M01 2012M12

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
ROMANIA_INF does not Granger Cause D(ROMANIA_UN)	153	1.13885	0.3230
D(ROMANIA_UN) does not Granger Cause ROMANIA_INF		0.88386	0.4154

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

Επιλεγμένη Βιβλιογραφία

Ελληνική

- N. Gregory Mankiw, 2002, «Μακροοικονομική θεωρία» , Εκδόσεις Gutenberg
- N. Gregory Mankiw, Mark P. Taylor, 2010, «Αρχές Οικονομικής Θεωρίας», Τόμος Β – Μακροοικονομική, Εκδόσεις Gutenberg
- David Begg S. Fischer, R. Dornbusch, 2006, «Εισαγωγή στην Οικονομική» , Τόμος Β, εκδόσεις Κριτική
- Θεόδωρος Π. Λιανός, Θεοφάνης Ε. Μπένος, 1998, «Μακροοικονομική Θεωρία και Πολιτική», Εκδόσεις Ευγ. Μπένου
- Πάνος Πασιαρδής, 2003, Δοκίμια οικονομικής πολιτικής, «Μέτρηση του πληθωρισμού και το κόστος ζωής των νοικοκυριών»
- Διπλωματική εργασία, Τσουτσουλοπούλου Αθανασία, 2010, «Εμπειρική διερεύνηση σχέσης ανεργίας και πληθωρισμού σε επιλεγμένες χώρες»
- Διπλωματική εργασία, Ευανθία Κατσαμάκα, 2007, «Μελέτη του φαινομένου της ανεργίας και εμπειρική διερεύνηση της συμπεριφοράς του»
- Γιάννης Κουζής, 2001 ,Μελέτες: «Εργασιακές σχέσεις και Ευρωπαϊκή Ενοποίηση»
- Γιάννης Κουζής, 2009, Ετήσια Έκθεση: « Οι Εργασιακές σχέσεις στην Ευρώπη και στην Ελλάδα»
- Σοφία Δημελή, 2002, Σύγχρονες Μέθοδοι Ανάλυσης Χρονολογικών σειρών, Εκδόσεις Κριτική
- Γ. Χρήστου, 2003, «Εισαγωγή στην Οικονομετρία» Β' τόμος, Εκδόσεις Gutenberg
- Τράπεζα της Ελλάδος Ευρωσύστημα , 2012 , Έκθεση του Διοικητή, 2^η Έκδοση Ίδρυμα Εκτύπωσης Τραπεζογραμματίων και Αξιών της Τράπεζας της Ελλάδος/ Αθήνα
- Διπλωματική Εργασία, Σταμάτης Σέλλας, 2008, « Ο προσδιορισμός του επιπέδου της Ανεργίας, του Πληθωρισμού και των Ονομαστικών μισθών. Μια εμπειρική μελέτη για την Ελλάδα, το Βέλγιο και τη Γαλλία»

Ξένα

- Helmut Lutkepohl, 2007, "New Introduction to Multiple Time Series Analysis", Εκδόσεις Springer
- Damodar Gujarati, 2003, "Basic Econometrics", Εκδόσεις Mc Graw-Hill

- Walter Enders, 1995, “ Applied Econometric Time Series”, Εκδόσεις Wiley

Αρθρογραφία

Ελληνική

- Αναστάσιος Καραγιάννης, 1987, Λέκτορας Πανεπιστημίου Πειραιώς, «Οι πρώτες κριτικές στην ποσοτική θεωρία του Hume»
- Ν. Απόστολος, Ε. Βαρέλα, 1989, Διεύθυνση Μελετών και Προγραμματισμού Α.Τ.Ε. , «Η ζήτηση του χρήματος στην ελληνική οικονομία»
- Θόδωρος Κατσανέβας , Ηλίας Λιβανός, 2011, «Η πορεία και τα αίτια της ανεργίας στην Ελλάδα.»
- Μελέτη της Fast Finance Α.Ε.Π.Ε.Υ., Φεβρουάριος 2012, «Global Markets Review»

Ξένα

- A. W. Phillips, 1958, *Economica*, “The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957”
- N. Gregory Mankiw, September 2000, National Bureau of Economic Research, : “The Inexorable and mysterious tradeoff between inflation and unemployment”
- Milton Friedman, 1959, National Bureau of Economic Research, Distributed by Columbia University Press: New York and London, “The Demand for Money: Some Theoretical and Empirical Results”
- William R. Hart and Thomas E. Hall, 2010, Miami University, , “The Samuelson - Solow Phillips Curve and the Great Inflation”
- R.M. Solow and P. Samuelson, 1960, *The American Economic View*, “ Analytical Aspects of Anti - Inflation Policy”
- Erwin Diewert, 1998, *Journal of Economic Perspectives*, “Index Issues in the Consumer Price Index”
- Franco Modigliani, 1978, “Toward an Understanding of the Real Effects and Costs of Inflation”
- Helmut Lutkepohl, 2011, “Vector Autoregressive Analysis”, European University Institute, Florence, Department of Economics
- James H. Stock and Mark W. Watson, 2001, “Vector Autoregressions”
- Peter Phillips, 1993, “Vector autoregressions and causality”, *Econometrica*

- John Loizides and George Vamvoukas, 2004, “Government Expenditure and Economic Growth: Evidence from TriVARiate causality Testing”
- Javed Iqbal and Khurram Nadeem, 2006, “Exploring the causal relationship among social, real, monetary and infrastructure development in Pakistan”
- Cheng HSIAO, 1979, “ Causality Tests in Econometrics”
- Charles R. Bean, 1994, Journal of Economic Literature, “European Unemployment: A Survey”
- Stephen Nickell, Luca Nunziata and Wolfgang Ochel, 2005, The Economic Journal, “Unemployment in the OECD since the 1960s. What Do We Know?”

Ιστόχρωροι

- <http://users.uom.gr/~esartz/teaching/manotes.html>
- http://topa.applied-maths.gr/modules/module_8073/2chapt4.pdf
- <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/eurostat/home/>
- <http://www.ilo.org/global/lang--en/index.htm>