



ΓΕΩΠΟΝΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

ΤΜΗΜΑ ΑΓΡΟΤΙΚΗΣ ΟΙΚΟΝΟΜΙΑΣ ΚΑΙ ΑΝΑΠΤΥΞΗΣ

ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΠΟΥΔΩΝ

*«ΟΛΟΚΛΗΡΩΜΕΝΗ ΑΝΑΠΤΥΞΗ ΚΑΙ ΔΙΑΧΕΙΡΙΣΗ ΤΟΥ
ΑΓΡΟΤΙΚΟΥ ΧΩΡΟΥ»*

Μεταπτυχιακή Εργασία

***«Κόστος Γεωργικής Παραγωγής, Τιμές
Παραγωγού και Τιμές Καταναλωτού Γεωργικών
Προϊόντων: Ανάλυση Συνολοκλήρωσης»***

Χρήστος Π. Παπάς

Επιβλέπων Καθηγητής: Χρήστος Παπαδάς

Αθήνα, 2013



ΓΕΩΠΟΝΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

ΤΜΗΜΑ ΑΓΡΟΤΙΚΗΣ ΟΙΚΟΝΟΜΙΑΣ ΚΑΙ ΑΝΑΠΤΥΞΗΣ

ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΠΟΥΔΩΝ

*ΟΛΟΚΛΗΡΩΜΕΝΗ ΑΝΑΠΤΥΞΗ ΚΑΙ ΔΙΑΧΕΙΡΙΣΗ ΤΟΥ
ΑΓΡΟΤΙΚΟΥ ΧΩΡΟΥ*

Μεταπτυχιακή Εργασία

***«Κόστος Γεωργικής Παραγωγής, Τιμές
Παραγωγού και Τιμές Καταναλωτού Γεωργικών
Προϊόντων: Ανάλυση Συνολοκλήρωσης»***

Χρήστος Π. Παπάς

Επιβλέπων Καθηγητής: Χρήστος Παπαδάς

Εξεταστική Επιτροπή: Χρήστος Παπαδάς
Σταύρος Ζωγραφάκης
Ευστάθιος Κλωνάρης

Αθήνα, 2013

Περίληψη

Ο σκοπός αυτής της εργασίας είναι να μελετήσει την ύπαρξη και τη φύση μακροχρόνιων σχέσεων ισορροπίας μεταξύ του κόστους παραγωγής, των τιμών παραγωγού γεωργικών προϊόντων και των τιμών τροφίμων στη λιανική αγορά. Στατιστικά στοιχεία για τις τρεις αυτές μεταβλητές δίνονται αντίστοιχα με τους δείκτες τιμών εισροών στη γεωργία – κτηνοτροφία, τιμών εκροών στη γεωργία – κτηνοτροφία (χωρίς επιδοτήσεις) και τιμών διατροφής και μη αλκοολούχων ποτών. Τα στατιστικά στοιχεία αφορούν την ελληνική οικονομία, με μηνιαία συχνότητα και καλύπτουν την περίοδο 2000-2012 (πηγή των στοιχείων είναι η Ελληνική Στατιστική Υπηρεσία). Για το σκοπό της εργασίας εξετάζεται η στασιμότητα και η συνολοκλήρωση των παραπάνω τριών χρονολογικών σειρών. Αναλύεται τόσο η διαδικασία προσαρμογής από τη βραχυχρόνια προς τη μακροχρόνια περίοδο, όσο και οι σχέσεις αιτιότητας, όπως προκύπτουν από τα διαθέσιμα στοιχεία για τη δεδομένη περίοδο. Τα αποτελέσματα οδηγούν στο συμπέρασμα ότι υφίσταται μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ αυτών των μεταβλητών, οι οποίες συσχετίζονται θετικά και διαπιστώνονται για την εξεταζόμενη περίοδο συγκεκριμένες αιτιώδεις σχέσεις.

Λέξεις Κλειδιά: Τιμές Εισροών, Τιμές Εκροών, Τιμές Ειδών Διατροφής, Χρονολογική Σειρά, Στασιμότητα, Συνολοκλήρωση, Μηχανισμός Διόρθωσης Σφάλματος, Αιτιότητα.

Abstract

The purpose of this paper is to study the existence and the nature of long-term equilibrium relationship between the production cost, the producer prices of agricultural products and the food prices in the retail market. Statistical data for these three variables are given respectively to the input price index in agriculture - livestock, the output price in agriculture - livestock (excluding subsidies) and the food and non-alcoholic beverages price. The statistical data concern the Greek economy, with a monthly frequency and cover the period 2000-2012 (data source is the Hellenic Statistical Authority). For the purpose of the paper we examine the stationarity and the cointegration of the three time series above. We analyze both the adjustment process of the short-term to the long-term period and the causality relationships, derived from the available data of the given period. The results suggest that there is a long-run equilibrium relationship between these variables, which are positively related and that there are specific causative relations.

Keywords: Input Prices, Output Prices, Food Prices, Time Series, Stationarity, Cointegration, Error Correction Model, Causality.

Περιεχόμενα

Περίληψη	3
Abstract	4
ΤΜΗΜΑ Α: ΘΕΩΡΗΤΙΚΗ ΔΙΕΡΕΥΝΗΣΗ	6
1. Εισαγωγή	6
2. Σχέσεις Τιμών Σταδίων Παραγωγής και Εμπορίας	8
3. Διαδικασία Μετάδοσης Τιμών	13
4. Κριτική	19
ΤΜΗΜΑ Β: ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ	22
1. Εισαγωγή	22
2. Χρονολογικές σειρές	23
3. Στασιμότητα	24
4. Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας	25
4.1 Ο έλεγχος Dickey - Fuller	25
4.1.1 Ο LM έλεγχος Breusch-Godfrey για αυτοσυσχέτιση στα σφάλματα	30
4.1.2 Επιλογή του κατάλληλου αριθμού χρονικών υστερήσεων	31
4.2 Ο έλεγχος Phillips - Perron	33
4.3 Προβλήματα με τους ελέγχους ADF και PP	34
4.4 Έλεγχοι στασιμότητας (ο έλεγχος KPSS)	35
4.5 Αποτελέσματα	36
5. Συνολοκλήρωση	37
6. Έλεγχος συνολοκλήρωσης	40
6.1 Ο έλεγχος συνολοκλήρωσης Engle & Granger	40
6.2 Ο έλεγχος συνολοκλήρωσης Johansen	41
6.2.1 Κριτική της μεθόδου Johansen	44
6.2.2 Εξειδίκευση του VAR και του διανύσματος συνολοκλήρωσης	44
6.2.3 Αποτελέσματα	46
7. Αιτιότητα κατά Granger	48
8. Συμπεράσματα	51
Βιβλιογραφία	52
Παράρτημα 1	56
Παράρτημα 2	115

ΤΜΗΜΑ Α: ΘΕΩΡΗΤΙΚΗ ΔΙΕΡΕΥΝΗΣΗ

1. Εισαγωγή

Η διερεύνηση των σχέσεων των τιμών μεταξύ των σταδίων παραγωγής και εμπορίας προϊόντων παρουσιάζει ερευνητικό ενδιαφέρον και έχει αντιμετωπιστεί ανάλογα από τη βιβλιογραφία. Η γνώση αυτών των σχέσεων είναι χρήσιμη για την κατανόηση οικονομικών φαινομένων, αλλά και για τη χάραξη πολιτικής, όπως είναι οι διάφορες φορολογικές επιβαρύνσεις, έμμεσες και άμεσες στα διάφορα στάδια παραγωγής και διακίνησης προϊόντων. Η αξία βέβαια της πληροφορίας αυτής είναι μεγαλύτερη όταν συνοδεύεται από ποσοτικές και οικονομετρικές εκτιμήσεις για τις συναρτήσεις ζήτησης και προσφοράς του προϊόντος στα στάδια εμπορίας και τις αντίστοιχες ελαστικότητες¹.

Το γεγονός πως υπάρχουν γεωργικά προϊόντα και τρόφιμα χαρακτηριζόμενα ως «βασικής ανάγκης», το μέγεθος της γεωργίας – κτηνοτροφίας για την οικονομία σε κάποιες περιπτώσεις κρατών ή περιφερειών, οι παρεμβατικές πολιτικές στους γεωργικούς κλάδους, αλλά και οι γνωστές ιδιαιτερότητες της γεωργικής οικονομίας, έχουν καταστήσει ελκυστική τη σχετική έρευνα για την παραγωγή και την εμπορία τροφίμων.

Η ανάλυση των ιδιοτήτων των δεδομένων πάνω στις τιμές αυτές, η ύπαρξη μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας, η ταχύτητα προσαρμογής των τιμών σε μεταβολές κάποιων άλλων, η μετακύλιση και επίδραση φόρων, οι μεταβολές των περιθωρίων εμπορίας, του κόστους παραγωγής και παραγωγικότητας, καθώς και η σχέση αιτιότητας, όπως προκύπτει από τα δεδομένα κάποιας συγκεκριμένης περιόδου, εντάσσονται στην έρευνα αυτή. Συχνά, η έρευνα περιλαμβάνει και μεταβλητές οικονομικής πολιτικής.

¹ Gordon, D.V. and Hazledine T. "Modeling farm-retail price linkage for eight agricultural commodities", Agriculture and Agri-Food Canada Policy Branch Economic and Policy Analysis Directorate, Ottawa, 1996

Η παρούσα μελέτη εστιάζει στην έρευνα της μακροχρόνιας σχέσεως ισορροπίας μεταξύ του δείκτη κόστους (τιμές εισροών) της γεωργικής και κτηνοτροφικής παραγωγής, του δείκτη τιμών παραγωγού (τιμές γεωργικών – κτηνοτροφικών εκροών) και του δείκτη τιμών καταναλωτή προϊόντων διατροφής και μη αλκοολούχων ποτών. Χρησιμοποιούνται οι χρονολογικές σειρές της Εθνικής Στατιστικής Υπηρεσίας για τους μηνιαίους παραπάνω δείκτες της περιόδου 2000-2012. Εξετάζεται η στασιμότητα των χρονολογικών σειρών, η συνολοκλήρωσή τους και η εκτίμηση της σχέσης συνολοκλήρωσης και προσαρμογής προς αυτή. Εξετάζεται, επίσης, η αιτιώδης σχέση μεταξύ των τριών μεταβλητών, όπως προκύπτει από τις σειρές τους για τη δεδομένη περίοδο.

2. Σχέσεις Τιμών Σταδίων Παραγωγής και Εμπορίας

Οι διαφορές μεταξύ τιμών παραγωγού, τιμών λιανικής ή μεταξύ των τιμών αυτών και της τιμής σε κάποιο ενδιάμεσο στάδιο διακίνησης και εμπορίας του προϊόντος, αντανακλούν τα περιθώρια εμπορίας². Αυτά αναφέρονται σε κόστος μεταφοράς, συσκευασίας, επεξεργασίας κλπ, όταν δεν αναλαμβάνονται από το πρώτο και το τελικό στάδιο. Πρόκειται για εισροές και εκροές, δηλαδή, ενδιάμεσων σταδίων³.

Η προσφορά σε ένα στάδιο Α οδηγεί σε ζήτηση υπηρεσιών περιθωρίου εμπορίου από ένα προηγούμενο στάδιο Β. Επειδή η προσφορά στο στάδιο Α ικανοποιεί αντίστοιχη ζήτηση, λέμε ότι η ζήτηση από το στάδιο Β είναι παράγωγος ή προκύπτουσα (derived). Ομοίως, η προσφορά στο στάδιο Β οδηγεί σε ζήτηση από ένα προηγούμενο στάδιο Γ, η οποία είναι παράγωγος της ζήτησης από το Β κλπ. Εάν κανείς συνεχίσει τη λεπτομερή περιγραφή αυτών των συναλλαγών θα μπορούσε να καταγράψει όλες ή ένα σημαντικό μέρος των διακλαδικών σχέσεων της οικονομίας⁴. Συχνά περιοριζόμαστε στις κάθετες σχέσεις παραγωγής-εμπορίας και συγκεκριμένων αγαθών-υπηρεσιών.

Μεταβολή στις συνθήκες προσφοράς, ζήτησης ή και των δύο, του αρχικού (τελικού) σταδίου μεταβάλλει την τιμή στο στάδιο αυτό, αλλά και τις τιμές προς τα κάτω (επάνω) των υπηρεσιών ενδιάμεσων σταδίων, δηλαδή τα περιθώρια εμπορίας. Μεταβολή στις συνθήκες προσφοράς και ζήτησης των διαφόρων στοιχείων των περιθωρίων εμπορίας θα προκαλέσει μείωση ή αύξηση των αντίστοιχων τιμών και θα επηρεαστούν ανάλογα οι τιμές των ανωτέρων ή κατωτέρων σταδίων. Είναι γνωστό από τη θεωρία που μπορούν να οφείλονται οι παραπάνω μεταβολές στις συνθήκες προσφοράς και ζήτησης σε αρχικό, τελικό ή ενδιάμεσα στάδια. Τέτοιου είδους μεταβολές αναφέρονται στην παραγωγικότητα, στις συνθήκες διεθνούς εμπορίου ή/και στις συναλλαγματικές ισοτιμίες, στις προτιμήσεις κλπ. Σε μακροοικονομικό

²Smith L. D., "Costs Margins & Returns in Agricultural Marketing", Marketing & Agribusiness Development, Paper No 1, FAO, Rome, 1992

³Wohlgenant, M. K., "Chapter 16 Marketing margins: Empirical analysis", Handbook of Agricultural Economics. 2001;1(PART B):933-970, North Holland, 2001

⁴Lyon C. C., & Thomson G. D., " Model Selection With Temporal and Spatial Aggregation: Alternative Marketing Margin Models", Department of Agricultural & Applied Economics, University of Minnesota, 1991

επίπεδο μπορούμε να βρούμε τα αίτια σε μεταβολές εισοδήματος, σε μεταβολές φόρων και επιδοτήσεων σε ένα ή περισσότερα στάδια, καθώς και σε μεταβολές παραμέτρων της νομισματικής πολιτικής⁵.

Οι επιδράσεις των μεταβολών των τιμών σε τιμές στα ανώτερα και κατώτερα στρώματα του κυκλώματος εμπορίας (δηλαδή η μετακύλιση προς μία ή/και τις δύο κατευθύνσεις του κυκλώματος, των παραγόντων που προκαλούν αρχικές μεταβολές τιμών), εξαρτώνται από τις ελαστικότητες προσφοράς και ζήτησης στα διάφορα στάδια⁶. Αν η συνάρτηση ζήτησης είναι περισσότερο ανελαστική ως προς την τιμή από τη συνάρτηση προσφοράς, τότε το μέγεθος της μεταβολής των τιμών στο επίπεδο του καταναλωτή θα είναι μεγαλύτερο από ό,τι σε επίπεδο παραγωγού. Αν από την άλλη πλευρά, η συνάρτηση προσφοράς είναι περισσότερο ανελαστική ως προς την τιμή από τη συνάρτηση ζήτησης, τότε το μέγεθος της μεταβολής της τιμής σε επίπεδο παραγωγού θα είναι μεγαλύτερο από ό,τι στο επίπεδο καταναλωτή. Για πολλά γεωργικά προϊόντα, η συνάρτηση προσφοράς θεωρείται ότι είναι πιο ανελαστική ως προς την τιμή από τη συνάρτηση ζήτησης. Σε αυτές τις περιπτώσεις, η επίπτωση ενός συγκεκριμένου περιθωρίου (margin) θα είναι μεγαλύτερη σε επίπεδο γεωργικής εκμετάλλευσης (farm – level) από ό,τι σε επίπεδο λιανικής πώλησης.

Πολλές μελέτες ερευνούν και την κατεύθυνση αυτών των μεταβολών, παρόλο που πρέπει να γίνει αντιληπτό ότι πέρα από τις ατέλειες των μεθόδων αυτών, τα αποτελέσματα έχουν εφαρμογή στα δεδομένα στατιστικά στοιχεία και ότι είναι θεωρητικά ιδιαίτερα πιθανό να συμβούν μεταβολές διαφορετικής αιτιότητας και κατεύθυνσης σε άλλες περιόδους.

Ο Engle⁷ μελέτησε σε ένα υπόδειγμα τη σχέση μεταξύ τιμών χονδρικής και τιμών λιανικής πώλησης των ειδών διατροφής και ο Guthrie⁸ ανέλυσε τη σχέση μεταξύ

⁵ Sephton, P. S. “Relative prices and money: Some Canadian evidence”, *Canadian Journal of Agricultural Economics* 37: 269-278, 1989

⁶ Marsh J. M., “Derived Demand Elasticities: Marketing Margin Methods versus an Inverse Demand Model for Choice Beef”, *Western Journal of Agricultural Economics*, 16(2): 382-391, 1991

⁷ Engle, R. F. “Testing price equations for stability across spectral frequency bands”, *Econometrica* (46): 869-881, 1978

⁸ Guthrie, R. S. “The relationship between wholesale and consumer prices”, *Southern Economic Journal* 47 (April): 1046-1055, 1981

γενικών δεικτών τιμών χονδρικής και λιανικής. Και οι δύο έρευνες υποστηρίζουν αιτιότητα από κατώτερα στρώματα προς ανώτερα (τιμές λιανικής).

Ο Larue⁹ διαπιστώνει αμφίδρομη σχέση, διερευνά σχέσεις συνολοκλήρωσης και βρίσκει ότι (αντίθετα με την επικρατούσα αντίληψη ότι οι τιμές εκροών είναι πιο εύκαμπτες από αυτές των εισροών) οι τιμές εκροών είναι «ασθενώς εξωγενείς» στο υπόδειγμα με την έννοια ότι αν και συνολοκληρωμένες δεν ανταποκρίνονται με συστηματικό τρόπο στην ανισορροπία των τιμών εισροών και των λιανικών τιμών.

Οι Λώλος, Παπαπέτρου και Χονδρογιάννης¹⁰ διερεύνησαν την αιτιώδη σχέση ανάμεσα στις τιμές (αγοραζόμενων) εισροών για την αγροτική παραγωγή, τις τιμές παραγωγού (τιμές που απολαμβάνουν οι παραγωγοί) και τις τιμές διατροφής (του δείκτη τιμών καταναλωτή) στην περίπτωση της ελληνικής οικονομίας για την περίοδο 1986-1997. Ακολουθώντας υποδείγματα συνολοκλήρωσης και διόρθωσης σφάλματος και αφού βρέθηκε μακροχρόνια ισορροπία μεταξύ των τριών μεταβλητών, διαπίστωσαν αμφίδρομη αιτιώδη σχέση μεταξύ τιμών διατροφής και τιμών παραγωγού, αμφίδρομη αιτιώδη σχέση μεταξύ τιμών εισροών και τιμών παραγωγού και μονόδρομη αιτιώδη σχέση από τις τιμές διατροφής προς τις τιμές εισροών.

Ο Moss¹¹, επίσης, χρησιμοποίησε ανάλυση συνολοκλήρωσης για να διερευνήσει εάν οι τιμές που λαμβάνουν οι παραγωγοί και οι τιμές που πληρώνουν κινούνται μαζί μακροχρόνια. Ορίζει ως συνολοκλήρωση την τάση των χρονολογικών σειρών να κινούνται μαζί μακροχρόνια, κάτι που υποδηλώνει μακροχρόνια σχέση μεταξύ των μεταβλητών. Δεν βρήκε σχέση συνολοκλήρωσης, κάτι που συνεπάγεται ότι το φαινόμενο Cost-Price Squeeze δεν μπορεί να απορριφθεί στη μακροχρόνια περίοδο. Εάν οι τιμές που λαμβάνουν οι γεωργοί και οι τιμές που πληρώνουν είναι συνολοκληρωμένες, το φαινόμενο Cost-Price Squeeze δεν ισχύει μακροχρόνια. Αυτό το φαινόμενο σημαίνει ότι με την παρουσία πληθωρισμού οι τιμές εισροών

⁹ Larue B., "Farm input, farm output and retail food prices", Canadian Journal of Agricultural Economics 39: 335-353, 1991

¹⁰ Λώλος Σ., Παπαπέτρου Ε., Χονδρογιάννης Γ., «Η αιτιώδης σχέση μεταξύ τιμών εισροών αγροτικής παραγωγής, τιμών παραγωγού και τιμών διατροφής», Ανασυγκρότηση του Αγροτικού Χώρου, ΕΤΑΓΡΟ, Πρακτικά 5^{ου} Πανελλήνιο Συνέδριο Αγροτικής Οικονομίας, 11-13 Δεκεμβρίου, σελ: 650-664, 1998

¹¹ Moss, C. B., "The Cost-Price Squeeze in Agriculture: An Application of Cointegration", Review of Agricultural Economics 14: 205-213, 1992

αυξάνονται περισσότερο από τις τιμές εκροών, αφού οι γεωργοί είναι δέκτες τιμών και δεν έχουν άμεσα τη δυνατότητα να περάσουν τα υψηλότερα κόστη εισροών στους καταναλωτές και έτσι πρέπει να προσαρμόσουν τη χρήση των εισροών τους και τις εκροές, καθώς η αναλογία output/input μειώνεται.

Αντίθετα και σύμφωνα με τους Campiche¹² et al, η μηδενική υπόθεση της συνολοκλήρωσης μεταξύ τιμών εισροών και τιμών εκροών δεν μπορούσε να απορριφθεί μακροχρόνια. Οι τιμές που λαμβάνουν και οι τιμές που πληρώνουν οι παραγωγοί, κινούνται σε αναλογία ένα προς ένα και οι όποιες αυξήσεις του κόστους περνούν στο επόμενο επίπεδο σε λιγότερο από 8 μήνες κατά μέσο όρο.

Οι Katsouli et al¹³ μέτρησαν τη σχετική επίδραση των τιμών παραγωγού πάνω σε διάφορους δείκτες τιμών καταναλωτή. Βρήκαν ότι ο δείκτης τιμών τροφίμων απορροφά την αύξηση του δείκτη τιμών παραγωγού τον πρώτο μήνα κυρίως. Ο Tweeten¹⁴ θεωρεί ότι οι όροι εμπορίου χειροτερεύουν για τη γεωργία, καθώς αυξάνεται ο πληθωρισμός, ενώ οι Starleaf¹⁵ et al βρήκαν ότι σε συνθήκες πληθωρισμού οι τιμές γεωργικών εκροών προσαρμόζονται γρηγορότερα από τις τιμές εισροών και συνεπώς οι γεωργοί είναι ωφελημένοι όσον αφορά αυτό το κριτήριο.

Από θεωρητικής άποψης, μπορεί να υποστηριχθεί ότι οι γεωργοί θα κερδίσουν (χάσουν) μετά από μια απροσδόκητη αύξηση του πληθωρισμού εάν οι τιμές εκροών είναι περισσότερο (λιγότερο) εύκαμπτες από ό,τι οι τιμές εισροών. Ο Chambers¹⁶, που ανέλυσε την παραπάνω άποψη, βρήκε ότι τα πραγματικά αποτελέσματα που οφείλονται σε νομισματικούς παράγοντες (όταν οι τιμές συγκεκριμένων προϊόντων είναι πιο εύκαμπτες από κάποια άλλα) θα πρέπει να αυτοδιορθώνονται. Με άλλα λόγια η ποσότητα χρήματος δεν είναι ουδέτερη βραχυχρόνια.

¹² Campiche J. L., Bryant H. L., Richardson J. W., Outlaw J.L., “An Analysis of Cointegration: Investigation of the Cost-Price Squeeze in Agriculture”, Southern Agricultural Economics Association, Annual Meetings, Orlando, Florida, February 5-8, 2006

¹³ Katsouli E., Vogiatzis A., & Manitsaris A., “Linking consumer prices to wholesale prices: Error correction models for the case of Greece”, *Agricultural Economics Review*, Vol. 3, No. 1, pp. 12-22, 2002

¹⁴ Tweeten, L. “An economic investigation of inflation passthrough to the farm sector” *Western Journal of Agricultural Economics* 5: 89-106, 1980

¹⁵ Starleaf, D.R., W. H. Meyers & Womack A., “The impact of inflation on the real income of US farmers”, *American Journal of Agricultural Economics* 65: 384-389, 1987

¹⁶ Chambers, R. G. “Discussion: Impact of federal fiscal/monetary policy on farm structure”, *Southern Journal of Agricultural Economics* 15: 69-71, 1983

Αξίζει να σημειωθεί ότι υπάρχουν και απόψεις οι οποίες υποστηρίζουν «ουδέτερη» επίδραση του πληθωρισμού στους όρους εμπορίου των γεωργών. Οι Prentice και Schertz¹⁷ και ο Gardner¹⁸ δεν κατάρθωσαν να βρουν μια στατιστικά σημαντική σχέση μεταξύ των μεταβολών του γενικού επιπέδου των τιμών και του επιπέδου τιμών των εισροών και εκροών στη γεωργία. Μια σημαντική αδυναμία των ερευνών αυτών είναι η αποτυχία τους να διακρίνουν τον μη προσδοκώμενο από τον προσδοκώμενο πληθωρισμό¹⁹.

¹⁷ Prentice, P. T. and Schertz, L. P., “Inflation: A food and Agricultural Perspective”, US Dept of Agriculture, Economics and Statistics Service Vol. 43, Washington DC, 1981

¹⁸ Gardner, B. “Inflation and agriculture”, Agricultural Outlook, Washington DC: Senate Committee on Agriculture, Nutrition and Forestry, 95th Congress, 1st session, 1979

¹⁹ Falk, B., Devadoss, S. and Meyers, W.H., “Money Inflation and Relative Prices”, Implications for US Agriculture, Working Paper 86 – WP1, January, 1986

3. Διαδικασία Μετάδοσης Τιμών

Οι κάθετες σχέσεις τιμών, συνήθως, χαρακτηρίζονται από το μέγεθος, την ταχύτητα και τη φύση των προσαρμογών μέσω της αλυσίδας εφοδιασμού (supply chain) στις μεταβολές της αγοράς που δημιουργούνται σε διάφορα επίπεδα της διαδικασίας εμπορίας (marketing process). Στο πλαίσιο αυτού του ορισμού, οι υποκείμενες διασυνδέσεις όλων των παραγόντων σε διαφορετικά επίπεδα δραστηριότητας, από την παραγωγή έως την κατανάλωση και αντίστροφα, μπορούν να συνοψισθούν σε ένα σύνολο παραγόντων που καθορίζουν την ταχύτητα και το μέγεθος των επιπτώσεων των μεταβολών των τιμών σε ένα επίπεδο πάνω στις τιμές του προηγούμενου ή του επόμενου σταδίου. Για παράδειγμα, εάν ένα θετικό σοκ στην πρωτογενή αγορά εμπορευμάτων στο επίπεδο της εκμετάλλευσης (farm – level) προκαλεί ανοδικό σοκ στην τιμή παραγωγού, τότε αναζητούμε ποιο θα είναι το μέγεθος και το χρονοδιάγραμμα των τυχόν επιπτώσεων στις τιμές λιανικής. Εναλλακτικά, μπορεί κανείς να αξιολογήσει τις επιπτώσεις στις τιμές στο επίπεδο της εκμετάλλευσης (farm – level) μετά από ένα σοκ στις λιανικές τιμές.

Το μέγεθος των επιπτώσεων που μεταδίδονται στα διάφορα επίπεδα είναι στο επίκεντρο του ενδιαφέροντος, αν και η ταχύτητα προσαρμογής είναι εξίσου σημαντική. Η ταχύτητα με την οποία οι αγορές προσαρμόζονται στις μεταβολές των τιμών, καθορίζεται από τις ενέργειες των «δρώντων» (agents) της αγοράς, που εμπλέκονται στις συναλλαγές, οι οποίες συνδέουν τα επίπεδα των αγορών, δηλαδή χονδρεμπόρους, διανομείς, μεταποιητές, επιχειρήσεις λιανικής πώλησης κλπ. Εάν η προσαρμογή είναι δαπανηρή ή υπόκειται σε περιορισμούς, τα σήματα των τιμών (price signals) που περνούν από agent σε agent, μπορούν να υλοποιηθούν με κάποιο βαθμό χρονικής υστέρησης. Δηλαδή, αυξήσεις ή μειώσεις στο ένα άκρο της αλυσίδας δεν μεταδίδονται στιγμιαία, αλλά αντ' αυτού, κατανεμημένες στο χρόνο. Στην ακραία περίπτωση πολύ υψηλών κόστη συναλλαγών (transaction costs), ακόμη και άκρως ανταγωνιστικές επιχειρήσεις μπορεί να αποτύχουν να προσαρμοστούν σε μικρές μεταβολές των τιμών και κατά συνέπεια, να εμποδίσουν τη μετάδοση ορισμένων διαταραχών στα διάφορα επίπεδα της αγοράς. Σε αυτό το πλαίσιο, το μέγεθος των μεταβολών μπορεί να είναι σημαντικό στο βαθμό της κάθε αντίδρασης με άλλες αγορές.

Σε γενικές γραμμές, ο πρωταρχικός στόχος των μελετών που αναλύουν την κάθετη μετάδοση τιμών (vertical price transmission), είναι η αξιολόγηση των παρακάτω χαρακτηριστικών:

- Πόσο μεγάλη είναι η επίπτωση ενός σοκ σε κάθε επίπεδο της αγοράς που οφείλεται σε ένα σοκ συγκεκριμένου μεγέθους σε κάποιο άλλο επίπεδο.
- Αν υπάρχουν σημαντικές χρονικές υστερήσεις στην προσαρμογή.
- Αν οι προσαρμογές που ακολουθούν ύστερα από θετικές και αρνητικές μεταβολές σε ένα συγκεκριμένο επίπεδο μάρκετινγκ υποδηλώνουν ασυμμετρία.
- Αν οι προσαρμογές διαφέρουν ανάλογα με το αν ένα σοκ μεταδίδεται προς τα πάνω ή προς τα κάτω στην αλυσίδα εφοδιασμού.

Θα πρέπει να σημειωθεί ότι οι ασυμμετρίες μπορούν να συμβούν σε οποιαδήποτε πτυχή της διαδικασίας προσαρμογής. Η μετάδοση της τιμής (Price Transmission) θα μπορούσε να είναι ασύμμετρη στην ταχύτητα και το μέγεθός της και θα μπορούσε να διαφέρει ανάλογα με το αν το σοκ των τιμών είναι θετικό ή αρνητικό και μεταδίδεται προς τα πάνω ή προς τα κάτω κατά μήκος της αλυσίδας.

Στην πραγματικότητα, η πλειονότητα των μελετών έχει αναλύσει τη μετάδοση τιμών από την εκμετάλλευση στο λιανικό επίπεδο και όχι το αντίστροφο. Ωστόσο, για να κατανοηθεί η λειτουργία των αγορών, φαίνεται να είναι εξίσου σημαντικό να αναλυθεί η έκταση της μετάδοσης που οφείλεται σε ένα σοκ από το τελευταίο επίπεδο (τιμή λιανικής) προς ένα προηγούμενο επίπεδο (τιμές παραγωγού).

Η πρόσφατη έρευνα έχει αναγνωρίσει πιο περίπλοκες πτυχές των σχέσεων μετάδοσης των τιμών και διερευνήθηκε ο βαθμός στον οποίο οι προσαρμογές των τιμών μπορεί να είναι ασύμμετρες. Οι μελέτες αυτές συνήθως κάνουν διάκριση μεταξύ θετικών και αρνητικών σοκ στις τιμές. Η διαπίστωση ασύμμετρης μετάδοσης των τιμών μπορεί να επιτρέψει σε έναν ερευνητή να εξάγει κάποια συμπεράσματα σχετικά με τη

συμπεριφορά των «δρώντων» (agents) της αγοράς, ιδίως όσον αφορά τον αντίκτυπο των ενεργειών τους πάνω στις διασυνδέσεις μεταξύ των διαφόρων επιπέδων αγοράς.

Ο Peltzman²⁰ βρήκε ασυμμετρία μεταξύ τιμών παραγωγού και τιμών καταναλωτή, όταν υπήρχαν πολλοί μικροί μεσάζοντες μεταξύ των επιπέδων παραγωγού και λιανικής. Καταλήγει ότι ο ασύμμετρος μηχανισμός μετάδοσης των τιμών είναι ο κανόνας και όχι η εξαίρεση και κυριαρχεί στην πλειονότητα των αγορών των παραγωγών και των καταναλωτών και επομένως η τυπική οικονομική θεωρία που δεν λαμβάνει υπόψη της αυτό το στοιχείο είναι μάλλον λανθασμένη. Οι McCorrison and Sheldon²¹ έδειξαν ότι όσο μεγαλύτερος είναι ο αριθμός των σταδίων στην κάθετη δομή της αγοράς, που χαρακτηρίζονται από τη «θέση ισχύος στην αγορά» (market power) των «δρώντων» (agents) σε αυτά τα στάδια τόσο πιο πιθανή είναι μια μικρότερη μετακύλιση των μεταβολών των τιμών, ενώ οι Meyer and Von Cramon-Taubel²² έδειξαν ότι μια πιθανή επίπτωση της ασύμμετρης μετάδοσης των τιμών (asymmetric price transmission) είναι ότι οι καταναλωτές δεν κερδίζουν από μια μείωση τιμών στο επίπεδο του παραγωγού ή ότι οι παραγωγοί δεν κερδίζουν από μια αύξηση στο επίπεδο της λιανικής τιμής.

Μια σειρά από λόγους παρουσιάζονται στη βιβλιογραφία για να εξηγηθούν οι ασυμμετρίες και η ατελής μετακύλιση των τιμών. Πολλά από αυτά τα επιχειρήματα σχετίζονται με ένα πρόβλημα προσαρμογής σε επίπεδο λιανικής πώλησης, το οποίο ονομάζουν «sticky prices». Για παράδειγμα, οι τιμές σε επίπεδο λιανικής δεν μπορούν να προσαρμοστούν, λόγω των menu costs (το κόστος της επιχείρησης από τη συχνή αλλαγή των τιμών των προϊόντων της), όπως η διαφήμιση και η ετικετοποίηση (labeling), καθώς και ο κίνδυνος για τη φήμη του λιανοπωλητή αν οι μεταβολές των τιμών είναι συχνές. Η αβεβαιότητα του κατά πόσον το σοκ των τιμών είναι μόνιμο ή παροδικό επιδεινώνει την απροθυμία μιας επιχείρησης να ανταποκριθεί στα σήματα των τιμών (price signals).

²⁰ Peltzman, S. . “Prices Rise Faster than They Fall,” *Journal of Political Economy*. 108: 466-502, 2000

²¹ Mc Corrison, S. and Sheldon, I.M., “Trade Policy in Vertically-Related Markets”, *Oxford Economic Papers* 48: 664-672, 1996

²² Meyer, J. and S. von Cramon-Taubadel, . “Asymmetric Price Transmission: A Survey,” *Journal of Agricultural Economics*. 55: 581-611, 2004

Οι Ball and Mankiw²³ σημειώνουν ότι με παρουσία πληθωρισμού και ονομαστικών σοκ των τιμών εισροών, η χρήση των menu costs από τους «δρώντες» (agents) μπορεί να οδηγήσει σε μεγαλύτερη αντίσταση στο να μειώσουν τις τιμές από ό,τι να τις αυξήσουν. Οι Bailey and Bronsen²⁴, επίσης, επεσήμαναν ότι οι ασυμμετρίες στις προσαρμογές των τιμών ενδέχεται να προκληθούν από ασυμμετρίες στα υποκείμενα κόστη των προσαρμογών. Εναλλακτικά, οι έμποροι λιανικής πώλησης αναλώσιμων εμπορευμάτων ενδέχεται να διστάζουν να αυξήσουν τις τιμές, σύμφωνα με μια αύξηση των τιμών στο επίπεδο της εκμετάλλευσης (farm - level), δεδομένου του κινδύνου ότι θα ξεμείνουν με απούλητο χαλασμένο προϊόν²⁵. Αξίζει να σημειωθεί ότι αυτό θα μπορούσε να προκαλέσει ασυμμετρίες στις μεταβολές των τιμών, που θα είναι επωφελείς για τους προμηθευτές και τους καταναλωτές και επιζήμιες για τους λιανοπωλητές.

Ωστόσο, ο Heien²⁶ υποστήριξε ότι η αλλαγή στις τιμές είναι πιο δαπανηρή για προϊόντα με μεγάλη διάρκεια ζωής, αφού τα έξοδα αυτά περιλαμβάνουν την απώλεια της «καλής θέλησης» (goodwill). Οι Blinder et al²⁷ διαπίστωσαν ότι οι έμποροι θεωρούσαν ότι οι ίδιοι έπρεπε συχνά να είναι πειθαρχημένοι υπό τον φόβο να βγουν, «εκτός γραμμής», σε σχέση με τους ανταγωνιστές τους στην αγορά, όταν το κόστος αυξάνεται, γεγονός που συνεπάγεται ασύμμετρες αντιδράσεις στις αυξήσεις και μειώσεις του κόστους. Βέβαια, οι αντιδράσεις μπορεί να είναι ασύμμετρες, λόγω ιδιαίτερων στρατηγικών αποθεμάτων: Οι λιανοπωλητές μπορεί να μειώνουν τις τιμές πιο αργά σε σύγκριση με το επίπεδο τιμών στο επίπεδο της εκμετάλλευσης (farm – level), για να αποφύγουν τον κίνδυνο της εξάντλησης του αποθέματος²⁸ ή λογιστικών μεθόδων (FIFO).

²³ Ball, L. and Mankiw N. G., “Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations,” *Economic Journal* 104:247-261, 1994

²⁴ Bailey, D. V. and B. W. Bronsen, “Price Asymmetry in Spatial Fed Cattle Markets,” *Western Journal of Agricultural Economics*. 14:246-52, 1989

²⁵ Ward, R. W., “Asymmetry in Retail, Wholesale, and Shipping Point Prices for Fresh Fruits and Vegetables,” *American Journal of Agricultural Economics*. 62: 205-212, 1982

²⁶ Heien, D. M., “Markup pricing in a dynamic model of the food industry,” *American Journal of Agricultural Economics*, 62: 11-18, 1980

²⁷ Blinder, A. S., E. R. Canetti, D. E. Lebow, and J. B. Rudd, “*Asking About Prices: A New Approach to Understanding Price Stickiness*”, New York: Sage Foundation, 1998

²⁸ Reagan, P. and Weitzman, M., “Asymmetries in price and quantity adjustments by the competitive firm”, *Journal of Economic Theory*, 27, 410–420, 1982

Επιπλέον, ο Gardner ²⁹ έδειξε ότι σε αντίθεση με άλλες αιτίες, οι ασυμμετρίες στις τιμές «από το χωράφι στον καταναλωτή» μπορεί να είναι αποτέλεσμα κυβερνητικών πολιτικών, ώστε να στηριχτούν οι τιμές παραγωγού, κάτι το οποίο μπορεί να υποστηριχτεί και για την περίπτωση της ελληνικής γεωργίας, μέσω των κοινοτικών επιδοτήσεων, ιδιαίτερα κατά το παρελθόν. Οι κυβερνητικές πολιτικές μπορεί να οδηγήσουν σε ασύμμετρες προσαρμογές τιμών, αν οι agents πιστεύουν ότι οι κινήσεις των τιμών προς μία κατεύθυνση μπορεί να είναι πιο πιθανό να προκαλέσουν κυβερνητική παρέμβαση από κινήσεις προς άλλη κατεύθυνση: Πράγματι, η κυβέρνηση είναι πιο πιθανό να παρέμβει, αν (ξαφνικές) μεταβολές στην αγορά μειώσουν τις τιμές παραγωγού παρά αν οι τιμές παραγωγού αυξηθούν³⁰.

Υπάρχει, τέλος, το ζήτημα της μη ανταγωνιστικής συμπεριφοράς στην αγορά που είναι ή θεωρείται ότι είναι η αιτία για την ασύμμετρη μετάδοση των τιμών. Οι agents στους συγκεντρωμένους κλάδους τιμολογούν στην πραγματικότητα με τέτοιο τρόπο, ώστε να αποκτήσουν πλούτο και κέρδη για τους ίδιους και λιγότερο συμπεριφέρονται με ανταγωνιστικό τρόπο, που επιτρέπει τα σήματα των αγορών να περνούν «ανενόχλητα» από το ένα επίπεδο αγοράς στο άλλο. Έτσι, και όταν οι παρατηρητές «βλέπουν» αλληλεπίδραση μεταξύ μεσαζόντων υψηλής συγκέντρωσης και μικρούς αγρότες με «στερεότυπα», η κοινή πεποίθηση είναι ότι οι μεσαζόντες είναι πιο πιθανό να περάσουν προς στους αγρότες μειώσεις τιμών παρά αυξήσεις τιμών.

Σε αμφότερες τις περιπτώσεις, η ασύμμετρη μετάδοση των τιμών προέρχεται από την αξιοποίηση της ευνοϊκής θέσης (συγκέντρωσης) που κατέχουν οι agents στην αγορά. Οι Zachariasse και Bunte³¹ σημειώνουν ότι η «θέση ισχύος στην αγορά» (Market Power, δηλαδή η δυνατότητα να αυξάνει κάποιος την τιμή πάνω από το οριακό κόστος) μπορεί να εξηγήσει γιατί οι τιμές δεν μεταδίδονται πλήρως, ενώ ολιγοπωλιακή και ολιγοψωνιακή αλληλεξάρτηση μπορεί να προκαλέσει υστερήσεις στη τιμή προσαρμογής. Υποστηρίζουν ότι ο κίνδυνος να προκληθεί ένας πόλεμος τιμών μπορεί να κάνει τις επιχειρήσεις διστακτικές στο να μειώσουν τις τιμές, κάτι

²⁹ Gardner, B.L., "The Farm-Retail Price Spread in a Competitive Food Industry", *American Journal of Agricultural Economics* 57, 383-406, 1975

³⁰ Kinucan, H. W. and O. D. Forker, "Asymmetry in Farm-Retail Price Transmission for Major Dairy Products" *American Journal of Agricultural Economics*. 69: 307-328, 1987

³¹ Zachariasse, V. and F. Bunte, (2003). *How are farmers faring in the changing balance of power along the food supply chain?*, OECD Conference: Changing Dimensions of the Food Economy: Exploring the Policy Issues, The Hague, 6-7 February 2003.

που οδηγεί σε μια ασυμμετρία στην αντίδραση των τιμών σε θετικές από ό,τι σε αρνητικές διαταραχές των τιμών.

Αν και η «θέση ισχύος στην αγορά» (Market Power) έχει αναγνωριστεί ως η κύρια αιτία της ατελούς μετάδοσης των τιμών, κάποιες έρευνες δείχνουν ότι αυτό δεν ισχύει σε όλες τις περιπτώσεις. Οι McCorrison et al³² απέδειξαν ότι οι μεταβολές των τιμών μπορεί να είναι μεγαλύτερες ή μικρότερες από το ανταγωνιστικό σημείο αναφοράς ανάλογα με την αλληλεπίδραση μεταξύ της «θέσης ισχύος στην αγορά» (Market Power) και των αποδόσεων κλίμακας. Δείχνουν ότι, αν η συνάρτηση κόστους χαρακτηρίζεται από αύξουσες αποδόσεις κλίμακας, η επιρροή της ισχύος στην αγορά μπορεί να αντισταθμιστεί από τα αποτελέσματα κόστους της διεύρυνσης της κλίμακας και το επίπεδο της μετάδοσης των τιμών μπορεί να αυξηθεί σε σχέση με την ανταγωνιστική υπόθεση. Ο Weldegebriel³³ υποστήριξε, επίσης, ότι η παρουσία ολιγοπωλιακής και ολιγοψωνιακής ισχύος δεν σημαίνει απαραίτητα ατελή τιμή μετάδοσης: Οι μορφές της λιανικής ζήτησης και της προσφοράς γεωργικών εισροών αποτελούν βασικούς παράγοντες για τον προσδιορισμό του επιπέδου της μετάδοσης των τιμών.

³² McCorrison, S., Morgan, C. W. and Rayner, A. J., “Price transmission: the interaction between market power and returns to scale”, *European Review of Agricultural Economics*, 28, 143–159, 2001

³³ Weldegebriel, H. T., “Imperfect Price Transmission: Is Market Power Really to Blame?” *Journal of Agricultural Economics* 55: 101-114, 2004

4. Κριτική

Σύμφωνα με την οικονομική λογική υπάρχουν σημαντικοί δεσμοί ανάμεσα στις τιμές των γεωργικών προϊόντων κατά μήκος της αλυσίδας παραγωγής. Στη θεωρία, η επιχείρηση θέτει την τιμή του προϊόντος ως μία προσαύξηση (mark-up) στο κόστος παραγωγής. Αυτή η προσαύξηση (mark-up) πέρα από το κέρδος που δίνει, επιτρέπει στην επιχείρηση να πληρώσει για δαπάνες marketing, logistics κλπ. Συνεπώς, μια αύξηση στην τιμή των εισροών, ανεβάζει το κόστος προς τα πάνω (σε κάθε επίπεδο αγοράς), προκαλώντας αύξηση στην τιμή. Δηλαδή αλλαγές στις τιμές παραγωγού σε προηγούμενα στάδια, θα πρέπει να μεταβιβάζονται σε επόμενα στάδια και εν τέλει στον καταναλωτή, κάτι που σημαίνει ότι ο δείκτης τιμών εισροών προκαλεί μεταβολές στο δείκτη τιμών εκροών και αυτός με τη σειρά του μεταβολές στο δείκτη τιμών διατροφής.

Στην πραγματικότητα, οι τρεις αυτοί δείκτες έχουν αρκετή ευρύτητα, ώστε να θεωρήσει κάποιος ότι αποτελούν απλώς ένα τμήμα της ίδιας αλυσίδας πχ μέρος των εισροών (λιπάσματα) δεν κατευθύνεται προς τις εκροές που πρόκειται να αποτελέσουν είδος διατροφής (άνθη). Επίσης, πολλές εκροές (γάλα) αποτελούν εισροές για πολλά είδη διατροφής (γιαούρτι).

Μια δεύτερη δυσκολία προκύπτει από την κατασκευή των ίδιων των δεικτών. Ο δείκτης τιμών εκροών μετρά τις τιμές που λαμβάνουν οι εγχώριοι παραγωγοί, ενώ ο δείκτης τιμών διατροφής μετρά τις τιμές που πληρώνουν οι καταναλωτές για εγχώρια και εισαγόμενα τρόφιμα, κάτι που αδυνατίζει τη σύνδεση μεταξύ των δεικτών.

Ενώ το κόστος γεωργικής παραγωγής εξαρτάται από τις εισροές, εξαρτάται, επίσης, και από το κόστος της εργασίας, της γης και του κεφαλαίου, αλλά και από την παραγωγικότητα. Ιδιαίτερα, ο ρόλος των συντελεστών παραγωγής αδυνατίζει τα αποτελέσματα του κόστους μιας αλλαγής στις τιμές των εισροών. Έρευνες³⁴ έχουν δείξει ότι σχεδόν το μισό του κόστους παραγωγής οφείλεται στους παραγωγικούς συντελεστές, ενώ το άλλο μισό οφείλεται στις εισροές. Συνεπώς, εάν οι τιμές των εισροών αυξηθούν, η σημασία των συντελεστών παραγωγής στη διαδικασία

³⁴ Jorgenson, Dale W., Frank M. Gollop and Barbara M. Fraumeni, "Productivity and US Economic Growth", Cambridge: Harvard University Press, 1987

παραγωγής μειώνει τα αποτελέσματα στο τελικό κόστος (και άρα στην τιμή παραγωγού) στο μισό.

Οι επιδράσεις των μεταβολών στις τιμές των εισροών μπορεί, επίσης, να αντισταθμιστούν σε κάποιο βαθμό από αλλαγές στην παραγωγικότητα. Κατά τη φάση της ανόδου του οικονομικού κύκλου, οι τιμές των εισροών συχνά αυξάνονται κατακόρυφα σε αντίθεση με τη φάση της ύφεσης όπου δεν ισχύει κάτι τέτοιο. Οι αυξήσεις των τιμών των εισροών ασκούν ανοδικές πιέσεις στο κόστος και στη συνέχεια, στις τιμές των προϊόντων. Ωστόσο, ο τυπικός οικονομικός κύκλος συνδέεται, επίσης, με αύξηση της παραγωγικότητας, η οποία μειώνει το κόστος³⁵. Έτσι, κατά την τυπική οικονομική άνθηση, οι πιέσεις από το κόστος που δημιουργήθηκαν από την άνοδο των τιμών των εισροών τουλάχιστον εν μέρει, αντισταθμίζονται από τη βελτίωση της παραγωγικότητας.

Ακριβώς, όπως η χρήση άλλων συντελεστών παραγωγής μπορεί να μετριάσει τις αλλαγές στις τιμές των εισροών, οι αλλαγές στην προσαύξηση (mark-up) των τιμών των αγροτικών προϊόντων μπορούν, επίσης, να μετριάσουν τις μεταβολές στις τιμές των εισροών. Και πάλι, οι τιμές των εισροών συνήθως αυξάνονται, καθώς η οικονομία αναπτύσσεται. Κρατώντας το περιθώριο κέρδους σταθερό, οι αυξήσεις αυτές των τιμών των εισροών προκαλούν αύξηση του κόστους παραγωγής, με αποτέλεσμα οι επιχειρήσεις να αυξήσουν τις τιμές των προϊόντων. Στην πραγματικότητα, ωστόσο, οι επιχειρήσεις μπορούν να μειώσουν το περιθώριο κέρδους της τιμής σε τέτοιες καταστάσεις για διάφορους λόγους. Για παράδειγμα, μια επιχείρηση μπορεί να επιλέγει να μειώσει την προσαύξηση (mark-up) και να κρατήσει την τιμή πώλησης σταθερή, ώστε να διατηρήσει και ίσως να επεκτείνει την πελατειακή της βάση. Αν οι επιχειρήσεις πράγματι μειώσουν το περιθώριο κέρδους τους, όταν αυξάνονται οι τιμές των εισροών και οδηγούν σε υψηλότερο κόστος κατά τη διάρκεια της οικονομικής επέκτασης, το μικρότερο αυτό περιθώριο μετριάξει την αύξηση του κόστους. Με άλλα λόγια, οι αλλαγές των τιμών των προϊόντων θα είναι μικρότερες από ό,τι θα ήταν σε διαφορετική περίπτωση.

³⁵ Bernanke, Ben S., and James L. Powell., “The Cyclical Behavior of Industrial Labor Markets: A Comparison of the Prewar and Postwar Eras,” in Robert J. Gordon, ed., *The American Business Cycle*. Chicago: University of Chicago, pp. 583-621, 1986

Οι παραπάνω γενικεύσεις της θεωρίας του γενικού μοντέλου καθορισμού των τιμών υποδεικνύουν ότι η σύνδεση στην αλυσίδα παραγωγής από το δείκτη τιμών εισροών στο δείκτη τιμών εκροών και από εκεί στο δείκτη τιμών διατροφής, μπορεί να είναι αδύναμη. Υποδηλώνουν ότι μεταβολές στις τιμές των εισροών και εκροών μπορεί να μην οδηγήσουν σε αλλαγές στις τιμές των προϊόντων. Ο ακριβής καθορισμός του συμπεράσματος ότι αυτές οι γενικεύσεις αποκλείουν τις τιμές εισροών και τις τιμές παραγωγού να καθοδηγούν τις τιμές καταναλωτή, απαιτεί πέρα από τη θεωρία και εξέταση των δεδομένων.

ΤΜΗΜΑ Β: ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ

1. Εισαγωγή

Πέρα από τις θεωρητικές προσεγγίσεις που μπορεί να υπάρχουν σε αυτή την εργασία ακολουθούνται υποδείγματα συνολοκλήρωσης και διόρθωσης σφάλματος, προκειμένου να διερευνηθεί ο μηχανισμός προσαρμογής μεταξύ των τιμών εισροών, των τιμών εκροών και των τιμών ειδών διατροφής χρησιμοποιώντας μηνιαία στοιχεία (2000-2012) από την Ε.Σ.Υ.Ε για τους τρεις αντίστοιχους δείκτες τιμών. Ελέγχονται αρχικά οι ιδιότητες στασιμότητας των μεταβλητών και ο βαθμός ολοκλήρωσής τους. Η μέθοδος της μέγιστης πιθανοφάνειας του Johansen χρησιμοποιείται στη συνέχεια για να εξακριβωθεί αν υπάρχουν μακροχρόνιες σχέσεις ισορροπίας μεταξύ των τριών χρονολογικών σειρών. Οι αποκλίσεις από την ισορροπία αυτή, οι οποίες αντιπροσωπεύουν τα κατάλοιπα του διανύσματος συνολοκλήρωσης περιλαμβάνονται στο υπόδειγμα, μας επιτρέπουν να δούμε τη βραχυχρόνια δυναμική του συστήματος (Error Correction Model) και τέλος, εξετάζεται αν υπάρχει αιτιώδης σχέση μεταξύ των μεταβλητών.

2. Χρονολογικές σειρές

Η σειρά των τιμών μιας μεταβλητής που μεταβάλλεται μέσα στο χρόνο καλείται χρονολογική σειρά. Θεωρούμε τις τιμές « X_1, X_2, \dots, X_t » σαν παρατηρήσεις των τυχαίων μεταβλητών X_1, X_2, \dots, X_t . Ο σκοπός με τη μέθοδο των χρονολογικών σειρών είναι το πώς θα χρησιμοποιήσουμε την παρατηρούμενη χρονοσειρά $\{X_t\}$, $t=1 \dots T$, για την εξαγωγή συμπερασμάτων γύρω από τις τυχαίες μεταβλητές $\{X_t\}$.

Ωστόσο, αυτός ο πιθανοθεωρητικός μηχανισμός μεταβάλλεται μέσα στο χρόνο και έτσι οι κατανομές πιθανότητας, οι μέσες τιμές, αλλά και οι διακυμάνσεις δεν θα είναι σταθερές. Μια μεγάλη απλοποίηση γίνεται όταν υποθέσουμε ότι ο μηχανισμός αυτός δεν είναι χρονικά μεταβαλλόμενος, έτσι ώστε οι τυχαίες μεταβλητές $\{X_t\}$ να έχουν τον ίδιο μέσο και την ίδια διακύμανση. Αυτή η υπόθεση είναι βασική στην ανάλυση χρονολογικών σειρών και αναφέρεται στη στασιμότητα στο μέσο και τη διακύμανση της σειράς.

Στην πράξη και κυρίως στις οικονομικές σειρές, δύσκολα βρίσκονται στάσιμες χρονολογικές σειρές. Μια χρονοσειρά δεν είναι στάσιμη, όταν παρουσιάζει τάση (ανοδική ή καθοδική), όταν μεταβάλλεται η μεταβλητικότητα της στο χρόνο ή όταν παρουσιάζει εποχικότητα.

Τόσο η κλασική μέθοδος ανάλυσης χρονολογικών σειρών όσο και η μέθοδος εξομάλυνσης (κινητοί μέσοι-εκθετική εξομάλυνση) δεν βασίζονται σε κανένα θεωρητικό υπόβαθρο. Είναι απλώς πρακτικές μέθοδοι ανάλυσης χωρίς καμία αναφορά στη διαδικασία διαμόρφωσης των τιμών της χρονολογικής σειράς (data generating process).

Προκειμένου να χρησιμοποιηθεί, λοιπόν, μια μεταβλητή σε μια οικονομετρική εκτίμηση, απαιτείται η εξέταση των ιδιοτήτων της γεννήτορος διαδικασίας δεδομένων (d.g.p.) από την οποία προκύπτει.

3. Στασιμότητα

Έστω ότι η γεννήτωρ διαδικασία δεδομένων έχει την εξής απλή μορφή, σύμφωνα με την οποία η X_t ακολουθεί ένα αυτοπαλίνδρομο σχήμα πρώτου βαθμού AR(1).

$$X_t = \rho X_{t-1} + u_t \quad u_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (1)$$

Η παραπάνω σχέση μπορεί να εκφραστεί ως σωρευτική μορφή :

$$X_t = \rho^n X_{t-n} + \sum_{j=0}^{n-1} \rho^j u_{t-s-j} \quad (1'), \text{ όπου}$$

X_{t-n} είναι η αρχική τιμή της X . Αν $|\rho| < 1$, καθώς $n \rightarrow \infty$ έχουμε:

$$X_t = u_t + \rho u_{t-1} + \rho^2 u_{t-2} + \dots = \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j u_{t-j} \quad (1'')$$

Στο παραπάνω υπόδειγμα έχουμε $E(X_t) = 0$ και $\text{Var}(X_t) = \frac{\sigma^2}{1-\rho}$.

Γενικότερα μια στοχαστική μεταβλητή είναι στάσιμη αν :

α) $E(X_t) = \text{σταθερό} \quad \forall t$

β) $\text{Var}(X_t) = \text{σταθερό} \quad \forall t$

γ) $\text{Cov}(X_t, X_{t+n}) = \text{σταθερό} \quad \forall t$

Αντίθετα αν $\rho=1$ η (1') γίνεται: $X_t = X_{t-n} + \sum_{j=0}^{n-1} u_{t-j}$, τότε $\text{Var}(X_t) = t\sigma^2$ και η

διακύμανση της σειράς αυξάνει χωρίς όριο, καθώς $t \rightarrow \infty$. Επιπλέον, η X_t δεν συγκλίνει σε κάποια μέση τιμή, εφόσον η πορεία της εξαρτάται από την εκάστοτε αρχική συνθήκη.

Επομένως, μια στάσιμη μεταβλητή τείνει να επανέρχεται στη μέση τιμή της και έχει σταθερή διακύμανση γύρω από τη μέση αυτή τιμή. Αντίθετα μια μη στάσιμη σειρά δεν έχει σταθερό μέσο και η διακύμανσή της είναι αύξουσα συνάρτηση του χρόνου t .

4. Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας

Η στασιμότητα μιας σειράς εξαρτάται από την ύπαρξη ή μη μοναδιαίας ρίζας στη σειρά αυτή. Η (1) μπορεί να εκφραστεί και ως:

$$X_t = \rho X_{t-1} + u_t \Leftrightarrow$$

$$X_t - \rho X_{t-1} = u_t \Leftrightarrow$$

$$(1-\rho L) X_t = u_t$$

όπου το L αποτελεί τον τελεστή χρονικής υστέρησης (δηλαδή $LX_t = X_{t-1}$ και γενικότερα $L^2 X_t = X_{t-2}$ και $L^k X_t = X_{t-k}$)

Λαμβάνοντας τη χαρακτηριστική εξίσωση του πολυωνύμου $L(1-\rho L=0)$ και εξετάζοντας αν οι ρίζες της χαρακτηριστικής εξίσωσης είναι όλες απολύτως μεγαλύτερες από τη μονάδα, μπορούμε να αποφανθούμε ότι η σειρά X_t είναι στάσιμη.

Στο υπόδειγμα $1-\rho L=0$ η χαρακτηριστική εξίσωση έχει μόνο μια ρίζα, την $L = \frac{1}{\rho}$.

Επομένως, η στασιμότητα απαιτεί $|\rho| < 1$. Με τον όρο μοναδιαία ρίζα στις οικονομικές χρονολογικές σειρές εννοούμε ότι κάποια ρίζα του πολυωνύμου:

$L^k = 1 - \rho_1 X - \rho_2 X^2 - \dots - \rho_k X^k$ ισούται με τη μονάδα, βρίσκεται δηλαδή πάνω στο μοναδιαίο κύκλο.

4.1 Ο έλεγχος Dickey - Fuller

Υπάρχουν διάφοροι έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας. Η συνηθέστερη και πιο εύχρηστη προσέγγιση είναι αυτή των Dickey-Fuller, η οποία ελέγχει τη μηδενική υπόθεση ότι η σειρά περιέχει μια μοναδιαία ρίζα έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης ότι η σειρά δεν περιέχει μοναδιαία ρίζα (δηλ. είναι στάσιμη)³⁶. Στην απλούστερη μορφή ο έλεγχος DF στηρίζεται στην εκτίμηση του υποδείγματος:

$$y_t = \rho y_{t-1} + u_t \quad (2) \quad \text{ή}$$

³⁶ Dickey, D. A. and Fuller W.A., "The Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, Vol 49, pp1057-1072, 1981

$$y_t - y_{t-1} = \rho y_{t-1} - y_{t-1} + u_t \quad \text{ή}$$

$$\Delta y_t = (\rho - 1)y_{t-1} + u_t, \quad u_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$$

Η υπόθεση που ελέγχεται είναι η : $H_0: \rho=1$ έναντι της εναλλακτικής $H_1: \rho < 1$. Η στατιστική ελέγχου που χρησιμοποιείται στην κλασική στατιστική επαγωγή για ελέγχους της μορφής αυτής είναι η $t = \frac{\hat{\rho} - 1}{SE(\hat{\rho})}$. Όμως, κάτω από την H_0 της μη στασιμότητας, η στατιστική t δεν ακολουθεί κατανομή student ή αντίστοιχη τυποποιημένη κανονική, αλλά κατανομή Dickey-Fuller, η οποία είναι εμπειρική και έχει υπολογιστεί με μεθόδους Monte-Carlo. Προκύπτει με βάση τη γεννήτορα διαδικασία (2), δίνοντας την τιμή $\rho=1$, ώστε να ισχύει η H_0 και λαμβάνοντας τυχαία δείγματα του σφάλματος u_t από μια κανονική κατανομή. Με βάση τις λήψεις αυτές δημιουργείται ένας μεγάλος αριθμός δειγμάτων για τη μεταβλητή y_t , το καθένα από τα οποία ικανοποιεί τη γεννήτορα διαδικασία $y_t = y_{t-1} + u_t$. Για καθένα από τα δείγματα της μεταβλητής y_t λαμβάνεται εκτίμηση της παραμέτρου ρ από την παλινδρόμηση του υποδείγματος (2). Με βάση την εμπειρική κατανομή της στατιστικής ελέγχου $\tau = \frac{\hat{\rho} - 1}{SE(\hat{\rho})}$ που προκύπτει, υπολογίζονται οι κρίσιμες τιμές απόρριψης της H_0 για επίπεδο σημαντικότητας 1%, 5% και 10 %.

Αξίζει να σημειωθεί ότι οι κρίσιμες τιμές της κατανομής DF είναι κατά απόλυτη τιμή μεγαλύτερες από εκείνες της κατανομής student. Επομένως, η χρήση της κρίσιμης τιμής της κατανομής student αντί εκείνης των DF οδηγεί κατά κανόνα σε υπεραπόρριψη της H_0 με κίνδυνο να εξαχθεί το εσφαλμένο συμπέρασμα ότι η σειρά είναι στάσιμη, ενώ στην πραγματικότητα δεν είναι.

Η χρησιμοποίηση της (2) προϋποθέτει ότι η γεννήτωρ διαδικασία δεδομένων είναι AR(1), χωρίς ντετερμινιστικούς όρους. Επίσης, δεδομένου ότι εφόσον κάτω από την $H_0: \rho=1$, ο μέσος της σειράς καθορίζεται από την αρχική παρατήρηση, ο έλεγχος DF με βάση την (2) στηρίζεται στην παραδοχή ότι για $t=0 \Rightarrow y_t = 0$.

Επειδή στην πράξη δεν γνωρίζουμε αν $y_0=0$ όταν χρησιμοποιείται η (2) ως dgr, είναι χρήσιμο στην παλινδρόμηση ελέγχου να εισάγεται ένας σταθερός όρος μ , οπότε το προς εκτίμηση υπόδειγμα γίνεται:

$$\Delta y_t = \mu_b + (\rho_b - 1)y_{t-1} + u_t, \quad u_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2) \quad (3)$$

με στατιστική ελέγχου DF την $\tau_\mu = \frac{\hat{\rho}_b - 1}{SE(\hat{\rho}_b)}$.

Οι κρίσιμες τιμές της τ_μ είναι διαφορετικές από εκείνες της τ , εφόσον προκύπτουν από πείραμα Monte-Carlo, που υποθέτει ότι η γεννήτωρ διαδικασία δεδομένων αντιστοιχεί στην (2), όταν το υπόδειγμα ελέγχου είναι το (3).

Εάν στο υπόδειγμα AR(1) εισάγουμε και την τάση, τότε κάτω από την εναλλακτική υπόθεση $H_1: \rho < 1$, το υπόδειγμα θα πάρει τη μορφή :

$$\Delta y_t = \mu_c + \gamma_c t + (\rho_c - 1)y_{t-1} + u_t, \quad (4)$$

με στατιστική ελέγχου DF την $\tau_\tau = \frac{\hat{\rho}_c - 1}{SE(\hat{\rho}_c)}$

Οι κρίσιμες τιμές της τ_τ δίνονται από την αντίστοιχη εμπειρική κατανομή που υπολόγισαν οι Dickey-Fuller.

Εκτός από τον απλό έλεγχο της $H_0: \rho_c = 1$, οι Dickey-Fuller πρότειναν και έναν από κοινού έλεγχο για την υπόθεση $H_0: \rho_c = 1$ και $\gamma_c = 0$ με τη χρήση στατιστικής τύπου F, που όμως έχει εμπειρική κατανομή και είναι γνωστή ως Φ_3 . Αντίστοιχα, πρότειναν και από κοινού έλεγχο για την υπόθεση $H_0: \rho_c = 1$, $\gamma_c = 0$ και $\mu_c = 0$ με τη χρήση πάλι στατιστικής τύπου F, δηλ. Φ_2 . Στη σχέση (3) υπάρχει περίπτωση η $H_0: \rho_c = 1$ να μην απορρίπτεται, αλλά η από κοινού υπόθεση $H_0: \rho_c - 1 = \gamma_c = 0$ να απορρίπτεται, οπότε προκύπτει το συμπέρασμα ότι ο συντελεστής γραμμικής τάσης γ_c είναι στατιστικά σημαντικός, κάτω από τη μηδενική υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας ($\rho = 1$).

Στην περίπτωση αυτή $\gamma_c = \gamma(1 - \rho) \neq 0$ δηλ. $\gamma_c \neq 0$ στο dgp, εφόσον $\rho = 1$ η στατιστική

ελέγχου $\tau_\tau = \frac{\hat{\rho}_c - 1}{SE(\hat{\rho}_c)}$ ακολουθεί ασυμπτωτική κανονική κατανομή και επομένως

προκειμένου να ελεγχθεί η $H_0: \rho_c = 1$, ενδείκνυται η χρησιμοποίηση των κρίσιμων τιμών της τυποποιημένης κανονικής κατανομής αντί για τις κρίσιμες τιμές της κατανομής DF.

Ανάλογα αποτελέσματα ισχύουν όταν ελέγχουμε την από κοινού υπόθεση $H_0: \mu_b = 0$ και $\rho_b = 1$ του υποδείγματος (3) και ως στατιστική ελέγχου τύπου F , την Φ_1 (εμπειρική κατανομή την οποία υπολόγισαν οι Dickey-Fuller). Στην περίπτωση που δεν απορρίπτεται η $H_0: \rho_b = 1$ (με βάση τη στατιστική DF, τ_μ), αλλά απορρίπτεται η από κοινού υπόθεση $H_0: (\rho_b - 1) = \mu_b = 0$, αυτό αποτελεί ένδειξη ότι ο σταθερός όρος μ_b της (3) είναι στατιστικά σημαντικός κάτω από τη μηδενική υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας και ότι η στατιστική:

$$\tau_\mu = \frac{\hat{\rho}_b - 1}{SE(\hat{\rho}_b)} \text{ ακολουθεί ασυμπτωτική κανονική κατανομή.}$$

Γενικότερα η προσθήκη ντετερμινιστικών όρων στο υπόδειγμα (παλινδρόμηση) ελέγχου πέρα από αυτές που ήδη υπάρχουν στην άγνωστη γεννήτορα διαδικασία δεδομένων αυξάνει την πιθανότητα αποδοχής της μηδενικής υπόθεσης (της μη στασιμότητας), όταν στην πραγματικότητα το dgr είναι στάσιμο. Με άλλα λόγια, η πρακτική αυτή οδηγεί σε μείωση της δύναμης του ελέγχου μοναδιαίας ρίζας έναντι των στάσιμων εναλλακτικών υποδειγμάτων. Η διαπίστωση αυτή προκύπτει από τη σύγκριση των κρίσιμων τιμών των κατανομών DF για δεδομένο επίπεδο σημαντικότητας α . Η προσθήκη σταθερού όρου και γραμμικής τάσης στο υπόδειγμα ελέγχου, λόγω του ότι αυξάνει κατά απόλυτη τιμή τις κρίσιμες τιμές, καθιστά δυσχερέστερη την απόρριψη της $H_0: \rho = 1$.

Η στρατηγική που ακολουθείται για τη διαδικασία ελέγχου στασιμότητας είναι ο έλεγχος να ξεκινά από το υπόδειγμα (3) και στη συνέχεια εφόσον υπάρχουν ενδείξεις ότι οι ντετερμινιστικές μεταβλητές είναι περιττές, να χρησιμοποιούνται τα αντίστοιχα υποδείγματα (2) και (1) που δεν περιέχουν τις πρόσθετες αυτές μεταβλητές³⁷.

Συγκεκριμένα, στο υπόδειγμα (3) είναι σκόπιμο να ελέγχεται η $H_0: \rho_c - 1 = 0$ με τη στατιστική τ_c των DF, καθώς και η από κοινού υπόθεση $H_0: \rho_c - 1 = \gamma_c = 0$ με τη στατιστική Φ_3 . Αν η στατιστική τ_c των DF είναι ασήμαντη, αλλά η Φ_3 είναι σημαντική, τότε η απλή $H_0: \rho_c - 1 = 0$ ελέγχεται με τη στατιστική “t-student”, που χρησιμοποιείται στην κλασική επαγωγή και που για μεγάλα δείγματα προσεγγίζει την

³⁷ Perman R. and Holden D, “Unit Roots and Cointegration for the Economist”, pp, 47-111, Cointegration for the Applied Economist, Bhaskara R., Palgrave MacMillan, 1995

τυποποιημένη κανονική κατανομή. Αν και πάλι η $H_0: \rho_c - 1 = 0$ δεν απορρίπτεται, τότε εκτιμάται το υπόδειγμα (2) και χρησιμοποιούνται οι στατιστικές τ_μ για τον έλεγχο της $H_0: \rho_b - 1 = 0$ και η Φ_1 για τον έλεγχο της $H_0: \rho_b - 1 = \mu_b = 0$. Η διαδικασία ελέγχου σταματά αν απορριφθεί η υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας. Αν η υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας δεν απορριφθεί η διαδικασία συνεχίζεται μέχρι την εκτίμηση του υποδείγματος (1).

Τα παραπάνω υποδείγματα είναι της μορφής AR(1). Αν η y_t ακολουθεί σχήμα AR(ρ), $\rho > 1$, τότε το σφάλμα της εξίσωσης θα εμφανίζει αυτοσυσχέτιση λόγω του μη ορθού προσδιορισμού του δυναμικού υποδείγματος της y_t . Με αυτοσυσχέτιση στα σφάλματα δεν ενδείκνυται η χρήση των κατανομών DF, λόγω του ότι αυτές στηρίζονται στην υπόθεση ότι το σφάλμα u_t είναι λευκός θόρυβος.

Αν η μεταβλητή y_t ακολουθεί ένα αυτοπαλίνδρομο σχήμα AR(ρ), τότε το υπόδειγμα που προσδιορίζει την y_t δίνεται από τη σχέση:

$$y_t = \Phi_1 y_{t-1} + \Phi_2 y_{t-2} \dots \dots + \Phi_\rho y_{t-\rho} + u_t$$

Με μετασχηματισμό έχουμε:

$$\Delta y_t = \phi^* y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i \Delta y_{t-1} + u_t$$

Σε περίπτωση που ισχύει η $H_0: \phi^* = 0$ έναντι της $H_1: \phi^* < 0$, προκύπτει ότι η y_t περιέχει μια μοναδιαία ρίζα. Για τον έλεγχο αυτό μπορεί να χρησιμοποιηθεί η επαυξημένη στατιστική DF (Augmented Dickey-Fuller statistic), που στηρίζεται στην με εκτίμηση

με OLS της παραπάνω σχέσης, $\tau^* = \frac{\hat{\phi}^*}{SE(\hat{\phi}^*)}$, όπου $SE(\hat{\phi}^*)$ είναι το τυπικό σφάλμα

της $\hat{\phi}^*$ και γίνεται χρήση των ίδιων κρίσιμων τιμών που ισχύουν στην περίπτωση του υποδείγματος AR(1).

Η ισοδυναμία των κατανομών τ και τ^* ισχύει για μεγάλα δείγματα, ενώ σε μικρά δείγματα υπάρχουν διαφορές στις κατανομές. Όπως και στην περίπτωση των απλών ελέγχων DF έτσι και για τους επαυξημένους ελέγχους ADF το υπόδειγμα μπορεί να τροποποιηθεί αναλόγως, ώστε να καλύπτονται οι περιπτώσεις της ύπαρξης ντετερμινιστικών όρων στη γεννήτορα διαδικασία δεδομένων.

Συμπερασματικά, οι έλεγχοι ADF είναι ανάλογοι με τους απλούς ελέγχους DF με τη μόνη διαφορά ότι οι παλινδρομήσεις που χρησιμοποιούνται κατά τη διαδικασία των ελέγχων περιέχουν όρους με χρονικές υστερήσεις της μεταβλητής Δy_t , προκειμένου να εξουδετερωθεί η αυτοσυσχέτιση στα σφάλματα.

Στην πράξη έχει μεγάλη σημασία ο κατάλληλος προσδιορισμός του αριθμού των χρονικών υστερήσεων. Χρήση μικρού αριθμού είναι δυνατό να έχει ως αποτέλεσμα την υπεραπόρριψη της H_0 , όταν αυτή είναι αληθής (δηλ. να αυξάνει το μέγεθος του ελέγχου), ενώ η χρήση αριθμού χρονικών υστερήσεων μεγαλύτερου του ενδεδειγμένου μπορεί να έχει ως αποτέλεσμα τη μη απόρριψη της H_0 , όταν αυτή δεν ισχύει (δηλ. τη μείωση της δύναμης του ελέγχου).

Η προσέγγιση που ακολουθείται είναι η εισαγωγή ενός σχετικά μεγάλου αριθμού χρονικών υστερήσεων της μεταβλητής Δy_t στην παλινδρόμηση ελέγχου και η σταδιακή απαλοιφή των όρων με τις μεγαλύτερες χρονικές υστερήσεις, εφόσον οι συντελεστές τους είναι «στατιστικά ασήμαντοι» και η παλινδρόμηση δεν εμφανίζει ενδείξεις αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα με βάση κάποιον από τους ελέγχους αυτοσυσχέτισης που χρησιμοποιούνται σε δυναμικά υποδείγματα (πχ. έλεγχος πολ/στη Lagrange) μέχρι η περαιτέρω συνέχιση της απαλοιφής να μην ικανοποιεί ένα από τα κριτήρια αυτά.

4.1.1 Ο LM έλεγχος Breusch-Godfrey για αυτοσυσχέτιση στα σφάλματα

Ο LM έλεγχος γραμμικής αυτοσυσχέτισης Breusch-Godfrey γίνεται με τον ακόλουθο τρόπο:

Έστω ότι στο υπόδειγμα:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t \quad (1)$$

οι στοχαστικές διαταραχές ακολουθούν το παρακάτω AR(p) υπόδειγμα:

$$u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \dots + \rho_p u_{t-p} + \varepsilon_t \text{ με } \varepsilon_t \text{ NIID και } u_t \text{ στάσιμη.}$$

Η μηδενική υπόθεση της μη ύπαρξης αυτοσυσχέτισης στις διαταραχές διατυπώνεται ως εξής:

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_p = 0$$

Για τον έλεγχο της H_0 ακολουθούμε τα παρακάτω βήματα:

Εκτιμούμε το υπόδειγμα (1) με OLS και έχουμε τα κατάλοιπα \hat{u}_t .

Εκτιμάμε τη λεγόμενη βοηθητική παλινδρόμηση στην οποία τα \hat{u}_t παίζουν το ρόλο της εξαρτημένης μεταβλητής, ενώ ως ανεξάρτητες μεταβλητές εκτός της X_t χρησιμοποιούνται και οι $\hat{u}_{t-1}, \hat{u}_{t-2}, \dots, \hat{u}_{t-p}$, δηλ. το υπόδειγμα:

$$\hat{u}_t = a_1 + a_2 X_t + \hat{\rho}_1 \hat{u}_{t-1} + \hat{\rho}_2 \hat{u}_{t-2} + \dots + \hat{\rho}_p \hat{u}_{t-p} + w_t$$

όπου $\hat{u}_{t-1}, \hat{u}_{t-2}, \dots, \hat{u}_{t-p}$ είναι οι υστερήσεις των καταλοίπων του υποδείγματος (1) κατά 1, 2, ..., p χρονικές περιόδους αντίστοιχα.

Αν R^2 είναι ο συντελεστής προσδιορισμού της βοηθητικής παλινδρόμησης, για μεγάλα δείγματα (ασυμπτωτικά) οι Breusch και Godfrey έδειξαν ότι: $(N-p)R^2 \approx X_p^2$. Επομένως, η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται αν η τιμή $(N-p)R^2$ που βρεθεί στο δείγμα μας ξεπερνά την κρίσιμη τιμή της κατανομής chi-square με p βαθμούς ελευθερίας και προεπιλεγμένο επίπεδο σημαντικότητας.

4.1.2 Επιλογή του κατάλληλου αριθμού χρονικών υστερήσεων

Οι Ng και Perron³⁸ προτείνουν ένα ανώτατο όριο ρ_{\max} και την εκτίμηση της ADF παλινδρόμησης με $\rho = \rho_{\max}$. Αν η απόλυτη τιμή της t-stat για τον έλεγχο σημαντικότητας της τελευταίας χρονικής υστέρησης είναι μεγαλύτερη από 1,6 τότε

³⁸ Ng, S. & Perron, P., "Unit Root Tests in ARMA Models with Data – Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag", JASA, 1995

θέτουμε $\rho = \rho_{\max}$ και κάνουμε έλεγχο μοναδιαίας ρίζας. Αλλιώς μειώνουμε τις χρονικές υστερήσεις (lags) κατά ένα και επαναλαμβάνουμε τη διαδικασία.

Εναλλακτικά ο Schwert³⁹ πρότεινε η επιλογή των χρονικών υστερήσεων της

$$\text{μεταβλητής } \Delta y_t \text{ να γίνεται με βάση τον τύπο } \rho_{\max} = \text{int} \left[12 \left(\frac{T}{100} \right)^{\frac{1}{4}} \right]$$

όπου το int υποδηλώνει τον πλησιέστερο ακέραιο, ο οποίος επιτρέπει ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων ρ να είναι αύξουσα συνάρτηση του αριθμού των παρατηρήσεων του δείγματος T .

Γενικά, τα πειράματα Monte-Carlo δείχνουν ότι είναι καλύτερα το σφάλμα να γίνεται προς την πλευρά της επιλογής πολλών lags.

Αξίζει να σημειωθεί ότι για την επιλογή του κατάλληλου αριθμού χρονικών υστερήσεων (σε περίπτωση που δεν δίνονται από την οικονομική θεωρία) χρησιμοποιούνται μεταξύ άλλων (και) τα παρακάτω κριτήρια:

i) Κριτήριο του Akaike

Σύμφωνα με το κριτήριο Akaike (AIC) ως αριθμό των χρονικών υστερήσεων ρ επιλέγουμε εκείνον που ελαχιστοποιεί τη συνάρτηση :

$$AIC = \ln \left(\frac{RSS}{n-k} \right) + \frac{2}{n} k, \quad \text{όπου}$$

RSS = Άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων

n = Μέγεθος δείγματος

k = Αριθμός των παραμέτρων που εκτιμήθηκαν

ii) Κριτήριο Schwarz

Σύμφωνα με το κριτήριο Schwarz (SIC) ως αριθμό των χρονικών υστερήσεων ρ επιλέγουμε εκείνον που ελαχιστοποιεί τη συνάρτηση:

$$SBC = \ln \left(\frac{RSS}{n-k} \right) + \frac{k}{n} \ln n$$

³⁹ Schwert, G. W., "Tests for Unit Roots: A Monte. Carlo Investigation" Journal of Business & Economic Statistics, Vol. 7, No. 2, April 1989

Η τιμή του SIC θα είναι μικρότερη του AIC, αφού $\ln n > 2$ και επομένως $2k < \frac{k}{n} \ln n$

iii) Κριτήριο Hannan και Quinn

Σύμφωνα με το κριτήριο Hannan και Quinn (HQ) ως αριθμό των χρονικών υστερήσεων p επιλέγουμε εκείνον που ελαχιστοποιεί τη συνάρτηση :

$$HQ_C = \ln \left(\frac{RSS}{n-k} \right) + \frac{2 \ln(\ln n)}{n} k$$

Είναι σαφές ότι δεν μπορούν να συμφωνούν όλα τα κριτήρια για την τελική επιλογή. Συνηθίζεται να χρησιμοποιούνται κυρίως τα AIC και SIC και όσον αφορά τα υποδείγματα χρονολογικών σειρών, προτιμάται το κριτήριο Akaike⁴⁰.

4.2 Ο έλεγχος Phillips - Perron

Μια εναλλακτική προσέγγιση στους ελέγχους ADF είναι η προσέγγιση των Phillips-Perron⁴¹ σύμφωνα με την οποία γίνεται διόρθωση των στατιστικών DF με μη παραμετρικές μεθόδους που απαλείφουν τη μεροληψία που προκαλείται από την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης στα σφάλματα.

Οι Dickey-Fuller εκτιμούν με OLS τη σχέση:

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + (\text{τάση, σταθερός όρος}) + u_t \quad (5)$$

αλλά η γραμμική συσχέτιση δημιουργεί πρόβλημα. Για να το αντιμετωπίσουν συμπεριλαμβάνουν χρονικές υστερήσεις των πρώτων διαφορών του y_t . Οι Phillips-Perron εκτιμούν τη σχέση $\Delta y_t = \rho y_{t-1} + (\text{τάση, σταθερός όρος}) + u_t$ (6)

Στην (5) ισχύει $u_t \sim I(0)$ και ενδέχεται να υπάρξει ετεροσκεδαστικότητα. Το PP test διορθώνει την όποια γραμμική συσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα στα σφάλματα μη παραμετρικά, τροποποιώντας τη DF στατιστική έλεγχου $t_\pi = 0$ και $T \hat{\pi}$

Αυτές οι τροποποιημένες στατιστικές Z_t και Z_π υπολογίζονται ως:

⁴⁰ Khim V. and Liew S., "Which Lag Length Selection Criteria Should We Employ?" Economics Bulletin, Vol 3, No 33 pp1-9, 2004

⁴¹ Phillips, P.C.B and P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", Biometrika, 75, 335-346, 1988

$$Z_t = \left(\frac{\hat{\sigma}^2}{\lambda^2} \right)^{\frac{1}{2}} t_{\pi=0} - \frac{1}{2} \left(\frac{\hat{\lambda}^2 - \hat{\sigma}^2}{\hat{\lambda}^2} \right) \left(\frac{T \cdot SE(\hat{\pi})}{\hat{\sigma}^2} \right)$$

$$Z_\pi = T\hat{\pi} - \frac{1}{2} \left(\frac{T^2 \cdot SE(\hat{\pi})}{\hat{\sigma}^2} \right) (\hat{\lambda}^2 - \hat{\sigma}^2)$$

Οι όροι $\hat{\lambda}^2$ και $\hat{\sigma}^2$ είναι συνεπείς εκτιμητές των παραμέτρων διασποράς.

$$\sigma^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} \sum_{t=1}^T E(u_t^2)$$

$$\lambda^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} \sum_{t=1}^T E(T^{-1} S_T^2)$$

$$S_T = \sum_{t=1}^T u_t$$

Η διακύμανση των καταλοίπων της OLS \hat{u}_t είναι ένας συνεπής εκτιμητής του σ^2 και ο μακροχρόνιος εκτιμητής διακύμανσης Newey-West του u_t , χρησιμοποιώντας τα \hat{u}_t , είναι ένας συνεπής εκτιμητής του λ^2 .

Κάτω από τη μηδενική υπόθεση ότι $\pi=0$, οι PP στατιστικές Z_t και Z_π έχουν τις ίδιες ασυμπτωτικές κατανομές όπως η ADF t-statistic και κανονικοποιημένες στατιστικές μεροληψίας. Ένα πλεονέκτημα των ελέγχων PP σε σχέση με τους ADF είναι ότι τα PP tests είναι ισχυρά (robust) απέναντι στις γενικές μορφές ετεροσκεδαστικότητας του διαταρακτικού όρου u_t . Επιπλέον, ο ερευνητής δεν χρειάζεται να ορίσει τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων στην παλινδρόμηση ελέγχου (αν και πρέπει να καθοριστεί το Bandwidth Truncation⁴²).

4.3 Προβλήματα με τους ελέγχους ADF και PP

α) Ο Schwert⁴³ βρίσκει ότι αν $\Delta y_t \sim \text{ARMA}$ με μεγάλο και αρνητικό αριθμό MA στοιχείων, τότε οι έλεγχοι ADF και PP διαστρεβλώνονται σημαντικά (υπεραπορρίπτουν τη μηδενική υπόθεση όταν αυτή είναι αληθής) και κυρίως αυτό συμβαίνει με τα PP tests.

⁴² Cheung Y., W. and Lai K. S., "Bandwidth Selection, Prewhitening, and Power of the Phillips-Perron Test", *Econometric Theory*, 13, 679-691, 1997

⁴³ Schwert G. W., "Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation" *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 7, No. 2, April 1989

β) Τα ADF και PP tests έχουν πολύ χαμηλή ισχύ έναντι των εναλλακτικών της μηδενικής υπόθεσης $I(0)$ που είναι κοντά στο να γίνουν $I(1)$.

γ) Η ισχύς των ελέγχων εξασθενεί, καθώς ντετερμινιστικοί όροι προστίθενται στην παλινδρόμηση ελέγχου.

4.4 Έλεγχοι στασιμότητας (ο έλεγχος KPSS)

Μερικές φορές είναι βολικό να έχουμε στασιμότητα ως μηδενική υπόθεση. Οι Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin⁴⁴ εξάγουν τον έλεγχο τους (KPSS test) ξεκινώντας από το υπόδειγμα:

$$y_t = \beta' D_t + \mu_t + u_t, \quad u_t \sim I(0), \quad \text{όπου}$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim IID(0, \sigma_\varepsilon^2) \text{ και}$$

D_t = ντετερμινιστικοί όροι.

Η υπόθεση ελέγχου είναι:

$$H_0: \sigma_\varepsilon^2 = 0 \Rightarrow y_t \sim I(0), \text{ έναντι της εναλλακτικής}$$

$$H_1: \sigma_\varepsilon^2 > 0 \Rightarrow y_t \sim I(1)$$

Η KPSS στατιστική ελέγχου είναι ο πολ/στης Lagrange (LM) ή το score test για τον έλεγχο $\sigma_\varepsilon^2 = 0$

$$KPSS = \frac{\left(T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{S}_t^2 \right)}{\hat{\lambda}^2}, \quad \text{όπου } \hat{S}_t = \sum_{j=1}^t \hat{u}_j, \quad \text{με } \hat{u}_t \text{ να είναι}$$

τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης y_t πάνω στο D_t και $\hat{\lambda}^2$ να είναι ένας συνεπής εκτιμητής της μακροχρόνιας διακύμανσης του u_t χρησιμοποιώντας το \hat{u}_t .

⁴⁴ Kwiatkowski D., Phillips P. C. B., Schmidt P., and Shin Y.: "Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root", Journal of Econometrics 54, 159–178, 1992

Ο έλεγχος στασιμότητας είναι ένας μονόπλευρος δεξιοκατάληκτος έλεγχος, έτσι ώστε να απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση της στασιμότητας σε επίπεδο 100α%, εάν η KPSS στατιστική ελέγχου είναι μεγαλύτερη από 100(1-α)% “τεταρτημόριο” από την κατάλληλη ασυμπτωτική κατανομή.

4.5 Αποτελέσματα

Όσον αφορά τον έλεγχο Dickey-Fuller, για κάθε μία από τις τρεις μεταβλητές, ακολουθούμε τη μέθοδο των Holden and Perman⁴⁵ και ξεκινάμε από το πιο γενικό υπόδειγμα (σταθερός όρος και τάση) και σταδιακά καταλήγουμε στην πιο απλή μορφή, ανάλογα με τα αποτελέσματα των ελέγχων σημαντικότητας (με βάση τις κρίσιμες τιμές της στατιστικής των Dickey-Fuller και τους από κοινού ελέγχους των στατιστικών Φ). Ο μέγιστος αριθμός υστερήσεων επιλέγεται με βάση τον κανόνα του

Schwert⁴⁶ $\rho_{\max} = \text{int} \left[12 \left(\frac{T}{100} \right)^{\frac{1}{4}} \right]$, όπου για 156 παρατηρήσεις $\rho_{\max} = 13$ και στη

συνέχεια εφόσον δεν υπάρχουν ενδείξεις αυτοσυσχέτισης (σύμφωνα με τον έλεγχο LM) πρώτου ή δεύτερου βαθμού στα κατάλοιπα, απαλείφουμε τις μη στατιστικά σημαντικές χρονικές υστερήσεις ξεκινώντας από τις τελευταίες. Τα κριτήρια AIC, SIC & HQ χρησιμοποιούνται συμπληρωματικά, για τον προσδιορισμό του καταλληλότερου υποδείγματος.

Ελέγχουμε, επίσης, τη στασιμότητα των σειρών με τη μέθοδο των Phillips-Perron και KPSS.

Τα αποτελέσματα που παρουσιάζονται στο παράρτημα 1 παρέχουν ισχυρές ενδείξεις ότι οι μεταβλητές είναι μη στάσιμες στα επίπεδα και στάσιμες στις πρώτες διαφορές.

⁴⁵ Perman R. and Holden D, “Unit Roots and Cointegration for the Economist”, pp, 47-111, Cointegration for the Applied Economist, Bhaskara R., Palgrave MacMillan, 1995

⁴⁶ Schwert G. W., “Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation” Journal of Business & Economic Statistics, Vol. 7, No. 2, April 1989

5. Συνολοκλήρωση

Τα οικονομετρικά υποδείγματα που βασίζονται σε μη στάσιμες χρονολογικές σειρές οδηγούν σε νόθα (spurious) αποτελέσματα. Με άλλα λόγια, η μη στασιμότητα των χρονολογικών σειρών αντανακλάται στα κατάλοιπα με αποτέλεσμα οι στατιστικές t και F να μην ικανοποιούν τις κλασικές υποθέσεις. Ενδέχεται, επίσης, να υπάρχουν περιπτώσεις που μεταβλητές, οι οποίες χρησιμοποιούνται σε οικονομετρικά υποδείγματα να δείχνουν υψηλό βαθμό συσχέτισης, ενώ στην πραγματικότητα είναι μεταβλητές οι οποίες από τη φύση τους δεν δικαιολογούν τη συμμετοχή τους στα υπό εκτίμηση υποδείγματα.

Το πρόβλημα που δημιουργείται στην ερμηνεία οικονομετρικών υποδειγμάτων με μη στάσιμες χρονολογικές σειρές μπορεί να αποφευχθεί με την μετατροπή τους σε στάσιμες, αν εκφραστούν σε διαφορές. Ο αριθμός των διαφορών που απαιτείται για τη στασιμότητα εξαρτάται από τις χαρακτηριστικές ρίζες του πολυωνύμου που αντιστοιχεί σε μια δεδομένη χρονολογική σειρά. Άρα, αν η χρονολογική σειρά y_t θα πρέπει να εκφραστεί d φορές σε διαφορές για να επιτευχθεί στασιμότητα, τότε η σειρά αυτή θα είναι ολοκληρωμένη (integrated) σε d βαθμό (order) : $y_t \sim I(d)$.

Μια σημαντική ιδιότητα της ολοκλήρωσης είναι ότι αν μια χρονολογική σειρά y_t είναι ολοκληρωμένη με βαθμό ολοκλήρωσης d , $y_t \sim I(d)$ και μια άλλη χρονολογική σειρά x_t είναι ολοκληρωμένη με βαθμό ολοκλήρωσης h , $x_t \sim I(h)$, τότε για $h > d$ κάθε γραμμικός συνδυασμός z_t των y και x είναι ολοκληρωμένος με βαθμό ολοκλήρωσης το μεγαλύτερο βαθμό των συνιστωσών της χρονολογικής σειράς z_t . Δηλαδή $z_t \sim I[\max(d, h)]$.

Η μετατροπή μιας χρονολογικής σειράς από μη στάσιμη σε στάσιμη έχει δύο βασικά μειονεκτήματα:

A) Οι διαδοχικές διαφορές μιας χρονολογικής σειράς που απαιτούνται για τη μετατροπή της σε στάσιμη μπορεί να οδηγήσει σε απώλεια πληροφοριών σχετικά με τη μακροχρόνια σχέση ανάμεσα σε δυο ή περισσότερες μεταβλητές.

B) Η ιδιότητα που αναφέρθηκε προηγουμένως δεν είναι γενική και μπορεί να παραβιασθεί σε περιπτώσεις που οι συνιστώσες του γραμμικού συνδυασμού αλληλοεξισορροπούνται με αποτέλεσμα ο γραμμικός συνδυασμός των μεταβλητών να είναι στάσιμος.

Αυτά τα δύο μειονεκτήματα μπορούν να αποφευχθούν, αν οι μεταβλητές του υποδείγματος είναι συνολοκληρωμένες (cointegrated). Η θεωρία συνολοκλήρωσης που αρχικά αναπτύχθηκε από τους Engle και Granger, αναφέρεται στη μακροχρόνια ισορροπία μιας οικονομικής σχέσης. Από την άποψη της συνολοκλήρωσης, ισορροπία σημαίνει μια σταθερή σχέση ανάμεσα σε δύο ή περισσότερες μεταβλητές στη μακροχρόνια περίοδο. Επιπλέον, μακροχρόνια ισορροπία σημαίνει ότι μολονότι οι χρονολογικές σειρές που απαρτίζουν μια οικονομική σχέση μπορεί να εμπεριέχουν στοχαστικά στοιχεία, δηλαδή δεν είναι στάσιμες, οι σειρές αυτές θα συμβαδίζουν μακροχρόνια και η διαφορά μεταξύ τους θα είναι σταθερή αν οι χρονολογικές σειρές είναι συνολοκληρωμένες. Με άλλα λόγια, οι οικονομικές μεταβλητές μπορεί να έχουν μια ανεξάρτητη μεταξύ τους πορεία βραχυχρόνια (μη στάσιμες), από την άλλη όμως μεριά, αν υπάρχουν μακροχρόνιες πορείες (αν συνολοκληρώνονται), αυτές πρέπει να λαμβάνονται υπόψη μέσω της εξειδίκευσης της διόρθωσης σφάλματος, στην εξέταση των αιτιωδών σχέσεων μεταξύ αυτών των οικονομικών μεταβλητών.

Έτσι, αν δύο ή περισσότερες μη στάσιμες μεταβλητές είναι του ίδιου βαθμού ολοκληρωσιμότητας, αυτές είναι συνολοκληρωμένες αν υπάρχει γραμμικός συνδυασμός τους ή διάνυσμα γραμμικών τους συνδυασμών, που να είναι βαθμού ολοκλήρωσης μικρότερου του βαθμού ολοκλήρωσης των μεταβλητών αυτών. Σε αυτή την περίπτωση μπορούμε να πούμε ότι υπάρχει και μια μακροχρόνια σχέση μεταξύ των μεταβλητών αυτών, αν και οι βραχυχρόνιες διακυμάνσεις τους μπορεί να μη συσχετίζονται μεταξύ τους. Δηλαδή στο μακροχρόνιο επίπεδο αυτές οι μεταβλητές συνδιακυμαίνονται ή παρουσιάζουν μακροχρόνιες τάσεις.

Άρα, η εξέταση σε αυτή την περίπτωση των αιτιωδών οικονομικών σχέσεων μεταξύ των μεταβλητών αυτών πρέπει να λαμβάνει υπόψη και την πληροφορία αυτή περί κοινής συνδιακύμανσης μακροχρόνια, αλλιώς διαπράττουμε σφάλμα εξειδίκευσης. Ο τρόπος για να συμπεριληφθεί αυτή η πληροφορία είναι μέσω του μηχανισμού διόρθωσης σφάλματος (Error Correction Model), ο οποίος συνίσταται στην εισαγωγή

εκτιμημένων γραμμικών συνδυασμών στην εξίσωση, η οποία εξετάζει την αιτιώδη σχέση μεταξύ στάσιμων μετασχηματισμών των μη στάσιμων αυτών μεταβλητών.

Επομένως, η συνάρτηση που προκύπτει για να συνδέσει τη βραχυχρόνια με τη μακροχρόνια σχέση μεταξύ των μεταβλητών δίνεται από τη σχέση:

$$\Delta y_t = \text{lagged}(\Delta y_t, \Delta x_t, \dots) + \lambda u_{t-1} + e_t, \text{ όπου}$$

u_{t-1} = σφάλμα ανισορροπίας (αναφέρεται στην προσαρμογή ως προς τη μακροχρόνια ισορροπία)

$-1 < \lambda < 0$ = βραχυχρόνιος συντελεστής προσαρμογής. Ο εκτιμημένος συντελεστής προσαρμογής μετράει την ταχύτητα προσαρμογής που απαιτείται για την αποκατάσταση της ισορροπίας στο δυναμικό υπόδειγμα

e_t = λευκός θόρυβος

$\Delta y_t, \Delta x_t, \dots$ = πρώτες διαφορές των μεταβλητών, οι οποίες είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης, ενώ το σφάλμα ανισορροπίας u_t είναι ολοκληρωμένο μηδενικής τάξης.

Αξίζει να σημειωθεί ότι μπορεί να υπάρχουν περισσότερα από ένα συνολοκληρωμένα διανύσματα μεταξύ των μεταβλητών. Αν υπάρχουν k μεταβλητές, οι οποίες είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης $I(1)$, τότε ο μέγιστος αριθμός συνολοκληρωμένων διανυσμάτων που μπορεί να υπάρξει είναι $k-1$ διανύσματα.

6. Έλεγχος συνολοκλήρωσης

6.1 Ο έλεγχος συνολοκλήρωσης Engle & Granger

Οι Engle και Granger (1987) πρότειναν μια διαδικασία δύο σταδίων για έλεγχο συνολοκλήρωσης και την εύρεση ενός συνεπή και ασυμπτωτικά αποτελεσματικού εκτιμητή του όρου διόρθωσης σφάλματος με τη χρήση της μακροχρόνιας σχέσης μεταξύ δύο μεταβλητών. Εξετάζουν αν οι μεταβλητές έχουν τον ίδιο βαθμό ολοκλήρωσης, εκτιμούν τη μακροχρόνια σχέση αγνοώντας το πρόβλημα της μη στασιμότητας $y_t = \beta x_t + \varepsilon_t = \hat{\beta}x_t + \hat{\varepsilon}_t$ και ελέγχουν με το ADF test για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα κατάλοιπα. Αν τα κατάλοιπα έχουν τον ίδιο βαθμό ολοκλήρωσης με τις σειρές y_t και x_t , τότε συμπεραίνουμε ότι οι δύο σειρές δεν είναι συνολοκληρωμένες. Αν τα κατάλοιπα είναι ολοκληρωμένα με βαθμό ολοκλήρωσης μικρότερο των y_t και x_t τότε οι δύο σειρές είναι συνολοκληρωμένες και υπάρχει μεταξύ τους γραμμικός συνδυασμός μικρότερου βαθμού ολοκλήρωσης.

Ο παραπάνω έλεγχος έχει το πλεονέκτημα ότι είναι εύκολος στην εφαρμογή, διαισθητικά σωστός, όμως, έχει και σοβαρά μειονεκτήματα:

- 1) Κουβαλάει όλα τα προβλήματα των ελέγχων ADF, που εφαρμόζει στο δεύτερο στάδιο και ιδίως τον προσδιορισμό των χρονικών υστερήσεων.
- 2) Υποθέτει κοινό παράγοντα στη δυναμική του συστήματος:

$$\Delta u_t = \pi u_{t-1} + u_t = [y_t - \beta x_t] - [y_{t-1} - \beta x_{t-1}] + u_t$$

Αν αυτός ο περιορισμός δεν ισχύει ο έλεγχος αναμένεται να δώσει λάθος αποτέλεσμα.

- 3) Αν υπάρχει μεταξύ δύο μεταβλητών συνολοκλήρωση, τότε αυτός ο γραμμικός συνδυασμός είναι ένας και μοναδικός είτε η μακροχρόνια σχέση εξειδικευτεί ως $y_t = \beta x_t + u_t$ είτε ως $x_t = (1/\beta)y_t + v_t$. Και οι δύο εξειδικεύσεις πρέπει να καταλήγουν στο ίδιο αποτέλεσμα του ελέγχου και να δίνουν την ίδια γραμμική σχέση (αν υπάρχει)

συνολοκλήρωσης $y_t - \beta x_t$ ή $x_t - (1/\beta)y_t$. Άρα, και για m μεταβλητές $I(d)$, ο μέγιστος αριθμός σχέσεων συνολοκλήρωσης $I(b)$, $b < d$, είναι $m-1$. Η μέθοδος, όμως, των Engle και Granger μπορεί να μην εξασφαλίζει τους παραπάνω θεωρητικούς περιορισμούς περί τον μέγιστο αριθμό των διανυσμάτων συνολοκλήρωσης, λόγω προβλημάτων του δείγματος ή άλλων σφαλμάτων εξειδίκευσης.

6.2 Ο έλεγχος συνολοκλήρωσης Johansen

Ο έλεγχος συνολοκλήρωσης του Johansen θεωρείται ότι αντιμετωπίζει καλύτερα τα πιο πάνω προβλήματα, αφού έχει όλες τις απαιτούμενες στατιστικές ιδιότητες⁴⁷. Η αδυναμία του ελέγχου έγκειται στο γεγονός ότι βασίζεται σε ασυμπτωτικές ιδιότητες και γι' αυτό είναι ευαίσθητος σε σφάλματα εξειδίκευσης σε πεπερασμένα δείγματα. Επομένως, κάποιου είδους κριτική σε συνδυασμό με την οικονομική και στατιστική μοντελοποίηση δεν μπορεί να αποφευχθεί.

Η χρησιμοποίηση της μεθόδου Johansen απαιτεί την μετατροπή ενός αυτοπαλίνδρομου διανυσματικού υποδείγματος VAR:

$$y_t = \beta_1 \cdot y_{t-1} + \dots + \beta_k \cdot y_{t-k} + u_t$$

$\begin{matrix} g \times 1 & g \times g & g \times 1 & & g \times g & g \times 1 & g \times g \end{matrix}$

σε ένα VAR υπόδειγμα πρώτων διαφορών με διόρθωση σφαλμάτων VECM:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-k} + \dots + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta y_{t-(k-1)} + u_t, \text{ όπου}$$

$$\Pi = \left(\sum_{j=1}^k \beta_j \right) - I_g \quad \text{και} \quad \Gamma = \left(\sum_{j=1}^i \beta_j \right) - I_g$$

Η τετραγωνική μήτρα $\Pi_{g \times g}$ είναι η μακροχρόνια μήτρα των συντελεστών, αφού: $\Delta y_{t-i} = 0$.

⁴⁷ Dolado J. Juan, Gonzalo Jesus and Marmol Francesco "Cointegration", Universidad Carlos III de Madrid, 10 February, 1999

Έστω c ένα μη μηδενικό διάνυσμα $g \times 1$ και λ ένα σύνολο βαθμωτών. Το λ θα είναι η χαρακτηριστική ρίζα ή το σύνολο των ριζών της Π , αν

$$\Pi \cdot c = \lambda \cdot c \Leftrightarrow \Pi c = \lambda I_g c \Leftrightarrow \Pi c - \lambda I_g c = 0 \Leftrightarrow (\Pi - \lambda I_g) c = 0, \text{ όπου } I_g = \text{μοναδιαία μήτρα } g \times g$$

Αφού εξ' ορισμού $c \neq 0$, τότε το σύστημα για να έχει μηδενική λύση, πρέπει η μήτρα $\Pi - \lambda I_g$ να είναι ιδιάζουσα (δηλαδή να έχει μηδενική ορίζουσα): $|\Pi - \lambda I_g| = 0$. Οι χαρακτηριστικές ρίζες λ της παραπάνω εξίσωσης είναι γνωστές ως ιδιοτιμές.

Ο βαθμός της μήτρας είναι ίσος με τον αριθμό των γραμμικών ανεξάρτητων γραμμών ή στηλών της μήτρας.

Έστω, λοιπόν, βαθμός $(\Pi) = r$. Ο βαθμός της μήτρας ισούται με την τάξη της μεγαλύτερης τετραγωνικής μήτρας που μπορεί να ληφθεί από την Π , η οποία έχει μια μη μηδενική ορίζουσα.

Μερικές ιδιότητες των ιδιοτιμών της τετραγωνικής μήτρας είναι :

- Το άθροισμα των ιδιοτιμών είναι το ίχνος (trace)
- Το γινόμενο των ιδιοτιμών είναι η ορίζουσα
- Ο αριθμός των μη μηδενικών ιδιοτιμών είναι ο βαθμός (rank)

Σύμφωνα με τον Johansen⁴⁸ αποδεικνύεται ότι ο έλεγχος συνολοκλήρωσης μεταξύ των y υπολογίζεται, εξετάζοντας το βαθμό της μήτρας Π μέσω των ιδιοτιμών της. Ο βαθμός της μήτρας είναι ίσος με τον αριθμό των χαρακτηριστικών ριζών (ιδιοτιμών) που είναι διάφορα του μηδενός.

Τοποθετώντας τις ιδιοτιμές λ με τη σειρά: $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_g$ και αν οι μεταβλητές δεν είναι συνολοκληρωμένες, ο βαθμός της μήτρας Π δεν θα είναι σημαντικά

⁴⁸ Johansen S. & Juselius K., "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-With Applications to the Demand for Money", Oxford Bulletin of Economics, Vol.52, pp 169-210, 1990

διαφορετικός από το μηδέν, έτσι ώστε $\lambda = 0 \quad \forall i$. Τότε αν $\lambda_i = 0$, $\ln(1 - \lambda_i) = 0$. Αν τα λ είναι ρίζες, αυτές πρέπει να είναι μικρότερες της μονάδας σε απόλυτη τιμή.

Οι στατιστικές ελέγχου που χρησιμοποιούνται είναι δύο:

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^g \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad , \quad \text{όπου}$$

λ_i = Εκτιμηθείσα τιμή για την i -οστή τάξης ιδιοτιμή από τη μήτρα Π

λ_{trace} : Ελέγχει τη μηδενική υπόθεση ότι ο αριθμός των συνολοκληρωμένων διανυσμάτων είναι μικρότερος ή ίσος με r , έναντι στη γενική εναλλακτική υπόθεση ότι υπάρχουν περισσότερα από r (άρα είναι ένας από κοινού έλεγχος).

λ_{max} : Ελέγχει ξεχωριστά την κάθε ιδιοτιμή. Η μηδενική υπόθεση είναι ότι υπάρχουν r συνολοκληρωμένα διανύσματα έναντι της εναλλακτικής ότι υπάρχουν $(r+1)$ τέτοια διανύσματα.

Για κάθε $1 < r < g$, η μήτρα Π ορίζεται ως το γινόμενο δύο μητρών: $\Pi = \alpha \cdot \beta'$

$$\begin{matrix} & & g \times g & & g \times r & r \times g \end{matrix}$$

β : περιέχει τα διανύσματα συνολοκλήρωσης

α : δίνει την επίδραση (παράμετρος προσαρμογής) του κάθε διανύσματος συνολοκλήρωσης σε κάθε εξίσωση

Οι κριτικές τιμές McKinnon Haug Michelis⁴⁹ ακολουθούν μη τυπική κατανομή, οι οποίες εξαρτώνται από:

- την τιμή $g-r$, τον αριθμό των μη στάσιμων στοιχείων.
- την παρουσία τάσης ή και σταθεράς στην παλινδρόμηση.

⁴⁹ McKinnon, James G & Haug, Alfred A & Michelis, Leo, "Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration," Journal of Applied Econometrics, John Wiley & Sons, Ltd., vol. 14(5), pages 563-77, Sept.-Oct, 1999

Αν η στατιστική ελέγχου είναι μεγαλύτερη από τις κριτικές τιμές, τότε απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι υπάρχουν r διανύσματα συνολοκλήρωσης υπέρ της εναλλακτικής ότι υπάρχουν περισσότερα από r .

6.2.1 Κριτική της μεθόδου Johansen

- Το αποτέλεσμα μπορεί να είναι ευαίσθητο στον αριθμό των χρονικών υστερήσεων που συμπεριλαμβάνεται στον έλεγχο και την παρουσία αυτοσυσχέτισης.
- Αν υπάρχουν πάνω από δύο διανύσματα συνολοκλήρωσης, δεν είναι σαφές πως βρίσκουμε το πιο κατάλληλο διάνυσμα για τους επόμενους ελέγχους.
- Αν διαφέρουν οι δύο στατιστικές ελέγχου, δεν είναι σαφές ποιο είναι το σωστό αποτέλεσμα.
- Ο Wickens⁵⁰ θεωρεί ότι συχνά βρίσκονται στοιχεία συνολοκλήρωσης, ενώ στην πραγματικότητα δεν υπάρχουν.

6.2.2 Εξειδίκευση του VAR και του διανύσματος συνολοκλήρωσης

Έχει μεγάλη σημασία ο προσδιορισμός της τάξης του VAR, καθώς τα αποτελέσματα ενδέχεται να αλλάζουν αν το VAR δεν έχει εξειδικευθεί σωστά. Μια προσέγγιση που ακολουθείται είναι να ξεκινάμε με τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων που χρησιμοποιήθηκαν στους ελέγχους Dickey-Fuller και να χρησιμοποιήσουμε τα κριτήρια ελέγχου Akaike ή Schwarz για την επιλογή του «καλύτερου εξειδικευμένου υποδείγματος». Τα πλεονεκτήματα και μειονεκτήματα των υποδειγμάτων VAR παρουσιάζονται παρακάτω:

■ Πλεονεκτήματα:

- Δεν χρειάζεται να καθοριστεί ποιες από τις μεταβλητές είναι ενδογενείς και ποιες εξωγενείς -όλες οι μεταβλητές είναι ενδογενείς.
- Είναι απλά στην εκτίμηση, καθώς μπορούν να εκτιμηθούν εφαρμόζοντας OLS σε κάθε εξίσωση ξεχωριστά.

⁵⁰ Wickens R. M., "Interpreting cointegrating vectors and common stochastic trends", Journal of Econometrics Volume 74, Issue 2, Pages 255–271, October 1996

- Επιτρέπουν στις τιμές της εξαρτημένης μεταβλητής να εξαρτώνται όχι μόνο από τις χρονικές υστερήσεις της ίδιας, αλλά και άλλων μεταβλητών.
- Οι προβλέψεις με τα υποδείγματα VAR είναι καλύτερες εκείνων που παίρνουμε από τα συστήματα εξισώσεων.

■ Μειονεκτήματα:

- Είναι θεωρητικά αθεμελίωτα μοντέλα (VAR's are a-theoretical).
- Από οικονομικής πλευράς είναι δύσκολο να ερμηνευτούν οι συντελεστές του.
- Δεν είναι πάντα απολύτως σαφές πόσες χρονικές υστερήσεις πρέπει να συμπεριληφθούν.
- Είναι μεγάλος ο αριθμός των συντελεστών προς εκτίμηση.
- Το υπόδειγμα προϋποθέτει στάσιμες χρονολογικές σειρές και η διαδικασία μετατροπής είναι πολύπλοκη.

Όσον αφορά την επιλογή ντετερμινιστικών όρων στο υπόδειγμα και πάλι τα κριτήρια AIC και SIC μπορούν να παράσχουν πληροφορία για την καλύτερη δυνατή επιλογή.

Επιπλέον, και σύμφωνα με τον Johansen, προτείνεται η εκτίμηση όλων των υποδειγμάτων, πέντε συνολικά:

1^ο: σταθερός όρος = 0 και στις εξισώσεις πρώτων διαφορών και στα διανύσματα συνολοκλήρωσης.

2^ο: σταθερός όρος = 0 στις εξισώσεις, αλλά $\neq 0$ στα διανύσματα.

3^ο: σταθερός όρος $\neq 0$ στα διανύσματα και γραμμική τάση στα VAR.

4^ο: σταθερός όρος $\neq 0$ και τάση στα διανύσματα.

5^ο: σταθερός όρος $\neq 0$ και τετραγωνική τάση στα διανύσματα.

Στην πράξη μόνο τα υποδείγματα 2,3,4 έχουν ενδιαφέρον⁵¹. Κατά άλλους⁵² μόνο τα 3 και 4. Το πρώτο είναι πολύ περιοριστικό, ενώ το πέμπτο είναι μάλλον μη ρεαλιστικό.

⁵¹ Cottrell A., "Testing for cointegrating rank: Are we using the right model?" Department of Economics, Forest University, North Carolina, USA, April 5, 2011

⁵² Franses Ph. H. B. F., "How to deal with intercept and trend in practical cointegration analysis?". Econometric Institute Report from Erasmus University Rotterdam, Econometric Institute, February 5, 1999

Από στατιστικής άποψης έχουν αξία, αλλά δεν κρίνονται ικανοποιητικά για οικονομική ανάλυση.

Η μέθοδος που προτείνεται⁵³ είναι να ξεκινά ο έλεγχος από το υπόδειγμα 2, ελέγχοντας για μηδέν διανύσματα συνολοκλήρωσης. Αν απορριφθεί η μηδενική υπόθεση να προχωρήσουμε στον έλεγχο του υποδείματος 3 και αν και πάλι απορριφθεί η μηδενική υπόθεση να ελεγχθεί το υπόδειγμα 4. Αν και στα τρία υποδείγματα απορριφθεί η υπόθεση ότι δεν υπάρχει κανένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης, προχωράμε στον έλεγχο της μηδενικής υπόθεσης ότι υπάρχει ένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης, ξεκινώντας από το υπόδειγμα 2 και ακολουθώντας την ίδια διαδικασία μέχρι το σημείο, όπου η μηδενική υπόθεση για τον αριθμό των διανυσμάτων συνολοκλήρωσης δεν θα μπορεί να απορριφθεί. Εφόσον η μηδενική υπόθεση δεν μπορεί να απορριφθεί, τότε δεν υπάρχει λόγος να προχωρήσει η διαδικασία και έτσι επιλέγεται το κατάλληλο υπόδειγμα.

6.2.3 Αποτελέσματα

Τα περισσότερα κριτήρια ελέγχου όπως φαίνεται και στο παράρτημα 2 προτείνουν VAR με 13 χρονικές υστερήσεις. Όσον αφορά το υπόδειγμα του διανύσματος συνολοκλήρωσης, με βάση τα προηγούμενα, επιλέγεται το δεύτερο και αντιστοιχεί στη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας (normalized cointegrated vector):

$$FOOD = 0,485015 OUTPUT + 0,247251 INPUT + 32,13371$$

Το υπόδειγμα δείχνει ότι οι τιμές των ειδών διατροφής κινούνται μακροχρόνια προς την ίδια κατεύθυνση με τις τιμές των εισροών και τιμές των εκροών στο γεωργικό τομέα. Παίρνοντας την πρώτη παράγωγο του δείκτη τιμών διατροφής προς το δείκτη τιμών εκροών και το δείκτη τιμών εισροών $\frac{dFOOD}{dOUTPUT}$ και $\frac{dFOOD}{dINPUT}$, αντίστοιχα, βρίσκουμε ότι στο σημείο ισορροπίας μια αύξηση των τιμών των εκροών κατά 1% αυξάνει το δείκτη τιμών διατροφής κατά 0,49% περίπου, ενώ μια αύξηση των τιμών των εισροών κατά 1% αυξάνει το δείκτη τιμών διατροφής κατά 0,25% περίπου.

⁵³ Sjo Bo “Testing for Unit Roots and Cointegration”, Linköping University, Sweden, Aug 2008

Με βάση τα παραπάνω τεκμηριώνεται η μακροχρόνια σχέση μεταξύ των τριών μεταβλητών κάτι που επιτρέπει την εφαρμογή του υποδείγματος διόρθωσης σφάλματος (Vector Error Correction Model), ώστε να διαπιστωθούν οι αποκλίσεις από την ισορροπία αυτή και αποτελούν τα κατάλοιπα του διανύσματος συνολοκλήρωσης.

Το VECM (που αφορά τις τιμές διατροφής ως ανεξάρτητη μεταβλητή) είναι της μορφής:

$$\Delta\text{FOOD} = -0,107 (\text{FOOD}_{t-1} - 0,485\text{OUTPUT}_{t-1} - 0,247\text{INPUT}_{t-1} - 32,134) + 0,117\Delta\text{FOOD}_{t-1} + \dots + 0,043\Delta\text{FOOD}_{t-13} - 0,047\Delta\text{OUTPUT}_{t-1} + \dots + 0,005\Delta\text{OUTPUT}_{t-13} + 0,106\Delta\text{INPUT}_{t-1} + \dots + 0,244\Delta\text{INPUT}_{t-13}$$

Ο συντελεστής του σφάλματος ανισορροπίας είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, καθώς η απόλυτη τιμή της στατιστικής t (-2.20915) είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή των πινάκων (1,96). Έτσι οδηγούμαστε στο συμπέρασμα ότι η βραχυχρόνια μεταβολή του δείκτη τιμών εκροών και του δείκτη τιμών εισροών επιδρά στο δείκτη τιμών προϊόντων διατροφής και μη αλκοολούχων ποτών και η απόκλιση του δείκτη αυτού και της μακροχρόνιας ισορροπίας διορθώνεται κατά 0,107 κάθε μήνα και γι' αυτό το πρόσημο αναμένεται να είναι αρνητικό (όπως και πράγματι συμβαίνει). Με άλλα λόγια, το σφάλμα ανισορροπίας υποδηλώνει ότι το 10,7% οποιασδήποτε ανισορροπίας μεταξύ του FOOD CPI και των παραγόντων που συμπεριλήφθηκαν στην εξίσωση (INPUT INDEX, OUTPUT INDEX) σε ένα μήνα, πραγματοποιείται στον επόμενο μήνα, κάτι που υποδηλώνει (εφόσον αναφερόμαστε σε μηνιαία στοιχεία) για μια γρήγορη προσαρμογή.

7. Αιτιότητα κατά Granger

Απόρροια της συνολοκλήρωσης είναι το θεώρημα του Granger που διατυπώνεται ως εξής: Αν δύο ή περισσότερες χρονολογικές σειρές είναι συνολοκληρωμένες με βαθμό ολοκλήρωσης $\{1,1\}$, τότε η διαδικασία διόρθωσης του σφάλματος είναι αποτελεσματική. Επιπλέον, αν δύο χρονολογικές σειρές είναι συνολοκληρωμένες, τότε: Η μεταβλητή X_t αιτιάζει (περιέχει πληροφορία για) την μεταβλητή Y_t ή η μεταβλητή Y_t αιτιάζει την μεταβλητή X_t . Δηλαδή, υπάρχει αιτιότητα προς ορισμένη κατεύθυνση ανάμεσα στις μεταβλητές του υποδείγματος.

Η προσέγγιση του Granger στην ερώτηση πχ, αν το X αιτιάζει το Y , είναι να δει πόσο από το τρέχον Y μπορεί να εξηγηθεί από προηγούμενες τιμές του Y και ύστερα να δει αν προσθέτοντας περισσότερες υστερήσεις του X μπορούν να βελτιώσουν την ερμηνεία. Το Y λέμε ότι επηρεάζεται κατά Granger από το X , αν το X βοηθά στην πρόβλεψη του Y ή ισοδύναμα αν οι συντελεστές στις υστερήσεις του X είναι στατιστικά σημαντικοί.

Αξίζει να σημειωθεί η δήλωση «το X αιτιάται το Y » δεν συνεπάγεται ότι το Y είναι το αποτέλεσμα ή η επίδραση του X . Η αιτιότητα κατά Granger μετρά προτεραιότητα και περιεχόμενη πληροφορία, αλλά δεν υποδεικνύει από μόνη της αιτιότητα με την πιο γενική έννοια του όρου⁵⁴.

Όσον αφορά τις χρονικές υστερήσεις που πρέπει να χρησιμοποιηθούν στις παλινδρομήσεις, είναι προτιμότερο να χρησιμοποιηθούν περισσότερες παρά λιγότερες υστερήσεις, αφού η θεωρία βασίζεται σε όρους της σχέσης όλων των παρελθόντων πληροφοριών:

$$(1) Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + \dots + a_\ell Y_{t-\ell} + \beta_1 X_{t-1} + \dots + \beta_\ell X_{t-\ell}$$

$$(2) X_t = a_0 + a_1 X_{t-1} + \dots + a_\ell X_{t-\ell} + \beta_1 Y_{t-1} + \dots + \beta_\ell Y_{t-\ell},$$

⁵⁴ Ανδρικόπουλος Α., Οικονομετρία: Θεωρία και Εμπειρικές Εφαρμογές, Αθήνα: Εκδόσεις Ευγ. Μπένου, 1998

όπου $\ell =$ χρονικές υστερήσεις. Για το πρώτο υπόδειγμα, αν θέλουμε να ελέγξουμε την υπόθεση ότι το X δεν αιτιάζεται το Y , ελέγχουμε την

$H_0 : \beta_1 = \dots \beta_\ell = 0$, έναντι της εναλλακτικής

H_1 : τουλάχιστον ένα β διάφορο του μηδενός.

Ο έλεγχος γίνεται με τη στατιστική F , Wald test (υπόδειγμα με περιορισμούς)

$$F = \frac{\frac{(SSR_R - SSR_U)}{k}}{\frac{SSR_U}{(n-2)(k-1)}}$$

όπου $SSR_R =$ Άθροισμα τετραγώνων των καταλοίπων που προκύπτουν από την εκτίμηση της εξίσωσης με περιορισμό (δηλαδή παλινδρομώντας τη X μόνο πάνω στις υστερήσεις της)

$SSR_U =$ Άθροισμα τετραγώνων των καταλοίπων που προκύπτουν από την εκτίμηση της εξίσωσης παλινδρόμησης (πλήρης εξίσωση)

$k =$ Αριθμός περιορισμών

$n =$ Μέγεθος δείγματος

Αν η τιμή της F είναι μεγαλύτερη από αυτή των πινάκων σε κάποιο επίπεδο σημαντικότητας, τότε απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση και συμπεραίνουμε ότι οι υστερήσεις της X επηρεάζουν σημαντικά τη συμπεριφορά της Y . Στη συνέχεια για να συμπεράνουμε ότι η X αιτιάζει την Y μονόδρομα θα πρέπει να ελέγξουμε την αντίστοιχη υπόθεση για τις υστερήσεις της Y πάνω στη X .

Αξίζει να σημειωθεί ότι η αξιοπιστία του ελέγχου αιτιότητας κατά Granger εξαρτάται από την τάξη του VAR καθώς και από τη στασιμότητα των μεταβλητών. Αν οι μεταβλητές που συμμετέχουν στον έλεγχο δεν είναι στάσιμες, μειώνεται η αξιοπιστία του.

Τα αποτελέσματα του ελέγχου δείχνουν:

- Σε επίπεδο σημαντικότητας 10% γίνεται δεκτή η υπόθεση ότι ο FOOD CPI INDEX βοηθά στην ερμηνεία του OUTPUT INDEX.
- Σε επίπεδο σημαντικότητας 10% γίνεται δεκτή η υπόθεση ότι ο INPUT INDEX βοηθά στην ερμηνεία του OUTPUT INDEX.
- Σε επίπεδο σημαντικότητας 5% γίνεται δεκτή η υπόθεση ότι ο OUTPUT INDEX βοηθά στην ερμηνεία του INPUT INDEX.

Από τα παραπάνω προκύπτει αμφίδρομη αιτιώδης σχέση μεταξύ των τιμών εισροών και των τιμών εκροών σε επίπεδο σημαντικότητας 10%. Σε επίπεδο σημαντικότητας 5% η αιτιώδης σχέση είναι μονόδρομη, από τις τιμές των εκροών προς τις τιμές των εισροών.

Υπάρχει, τέλος, μονόδρομη αιτιώδης σχέση (σε επίπεδο σημαντικότητας 10%) από το δείκτη τιμών διατροφής προς το δείκτη τιμών εκροών.

8. Συμπεράσματα

Αρχικά ελέγχθηκαν οι ιδιότητες στασιμότητας των χρονολογικών σειρών, αφού η ταυτοποίησή τους αποβλέπει στον εντοπισμό της καταλληλότητας των χρονολογικών σειρών σε οικονομικό υπόδειγμα. Διαπιστώθηκε ότι υπάρχουν ισχυρές ενδείξεις ότι οι σειρές είναι μη στάσιμες στα επίπεδά τους, αλλά είναι στάσιμες στις πρώτες διαφορές.

Η μέθοδος μέγιστης πιθανοφάνειας του Johansen (trace test) έδειξε ότι υφίσταται μακροχρόνια σχέση ισορροπίας, δηλαδή μία θετική σταθερή σχέση ανάμεσα στις τρεις μεταβλητές την περίοδο 2000-2012. Επιπλέον, εκτιμήθηκε το υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος που δείχνει το βαθμό ανισορροπίας του υποδείγματος στη βραχυχρόνια περίοδο και συσχετίζει: α) τη μεταβολή του δείκτη τιμών διατροφής με τη μεταβολή των δεικτών τιμών των εκροών και των εισροών και β) το ισορροπητικό σφάλμα (equilibrating error) της προηγούμενης περιόδου, το οποίο εξασφαλίζει τη μακροχρόνια ισορροπία. Το αποτέλεσμα έδειξε μικρή χρονική υστέρηση στην προσαρμογή της ανεξάρτητης μεταβλητής σε μια μεταβολή των προσδιοριστικών της παραγόντων.

Επίσης, διαπιστώθηκαν ενδείξεις που υποδεικνύουν αιτιότητα και από την πλευρά της ζήτησης (demand pull) και από την πλευρά του κόστους (cost push). Συγκεκριμένα, οι προσδοκίες για αύξηση της ζήτησης εισροών, δίνουν τη δυνατότητα στους προμηθευτές γεωργικών προϊόντων να αυξήσουν τις τιμές. Από την άλλη μεριά οι αυξημένες τιμές εισροών, συνεπάγονται αυξημένο κόστος παραγωγής, το οποίο αναγκάζει τους παραγωγούς να αυξήσουν τις τιμές των εκροών για να αντισταθμίσουν τις απώλειες λόγω κόστους και να διατηρήσουν ή να διευρύνουν το περιθώριο κέρδους τους. Τέλος, οι τιμές των ειδών διατροφής, εξηγούν τις τιμές των εκροών με την έννοια ότι δημιουργούνται οι συνθήκες (προσδοκίες), όπου οι παραγωγοί μπορούν να αυξήσουν τις τιμές εκροών, ώστε να επωφεληθούν από την αυξημένη ζήτηση των καταναλωτών για είδη διατροφής. Τέλος δε φαίνεται να «τρέχει» αιτιότητα μεταξύ τιμών εισροών και ειδών διατροφής και το αντίστροφο, καθώς (μια πιθανή εξήγηση είναι ότι) παρεμβάλλεται (στο επίπεδο της αγοράς) μεταξύ των δύο δεικτών, ο δείκτης τιμών εκροών.

Βιβλιογραφία

- Ανδρικόπουλος Α., Οικονομετρία: Θεωρία και Εμπειρικές Εφαρμογές, Αθήνα: Εκδόσεις Ευγ. Μπένου, 1998
- Bailey, D. V. and B. W. Brorsen, "Price Asymmetry in Spatial Fed Cattle Markets," *Western Journal of Agricultural Economics*. 14:246-52, 1989
- Ball, L. and Mankiw N. G., "Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations," *Economic Journal* 104:247-261, 1994
- Bernanke, Ben S., and James L. Powell., "The Cyclical Behavior of Industrial Labor Markets: A Comparison of the Prewar and Postwar Eras," in Robert J. Gordon, ed., *The American Business Cycle*. Chicago: University of Chicago, pp. 583-621, 1986
- Blinder, A. S., E. R. Canetti, D. E. Lebow, and J. B. Rudd, "Asking About Prices: A New Approach to Understanding Price Stickiness", New York: Sage Foundation, 1998
- Campiche J. L., Bryant H. L., Richardson J. W., Outlaw J.L., "An Analysis of Cointegration: Investigation of the Cost-Price Squeeze in Agriculture", *Southern Agricultural Economics Association, Annual Meetings, Orlando, Florida, February 5-8, 2006*
- Chambers, R. G. "Discussion: Impact of federal fiscal/monetary policy on farm structure", *Southern Journal of Agricultural Economics* 15: 69-71, 1983
- Cheung Y., W. and Lai K. S., "Bandwidth Selection, Prewhitening, and Power of the Phillips-Perron Test", *Econometric Theory*, 13, 679-691, 1997
- Cottrell A., "Testing for cointegrating rank: Are we using the right model?" Department of Economics, Forest University, North Carolina, USA, April 5, 2011
- Dickey, D. A. and Fuller W.A., "The Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, Vol 49, pp1057-1072, 1981
- Dolado J. Juan, Gonzalo Jesus and Marmol Francesco "Cointegration", Universidad Carlos III de Madrid, 10 February, 1999
- Engle, R. F. "Testing price equations for stability across spectral frequency bands", *Econometrica* (46): 869-881, 1978
- Falk, B., Devadoss, S. and Meyers, W.H., "Money Inflation and Relative Prices", *Implications for US Agriculture, Working Paper 86 – WP1, January, 1986*
- Franses Ph. H .B. F., "How to deal with intercept and trend in practical cointegration analysis?", *Econometric Institute Report from Erasmus University Rotterdam, Econometric Institute, February 5, 1999*

- Gardner, B. "Inflation and agriculture" Agricultural Outlook, Washington DC: Senate Committee on Agriculture, Nutrition and Forestry, 95th Congress, 1st session, 1979
- Gardner, B.L., "The Farm-Retail Price Spread in a Competitive Food Industry", American Journal of Agricultural Economics 57, 383-406, 1975
- Gordon, D.V. and Hazledine T. "Modeling farm-retail price linkage for eight agricultural commodities", Agriculture and Agri-Food Canada Policy Branch Economic and Policy Analysis Directorate, Ottawa, 1996
- Guthrie, R. S. "The relationship between wholesale and consumer prices", Southern Economic Journal 47 (April): 1046-1055, 1981
- Heien, D. M., "Markup pricing in a dynamic model of the food industry," American Journal of Agricultural Economics, 62: 11-18, 1980
- Johansen S. & Juselius K., "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-With Applications to the Demand for Money", Oxford Bulletin of Economics, Vol.52, pp 169-210, 1990
- Jorgenson, Dale W., Frank M. Gollop and Barbara M. Fraumeni, "Productivity and US Economic Growth", Cambridge: Harvard University Press, 1987
- Katsouli E., Vogiatzis A., & Manitsaris A., "Linking consumer prices to wholesale prices: Error correction models for the case of Greece", Agricultural Economics Review, Vol. 3, No. 1, pp. 12-22, 2002
- Khim V. and Liew S., "Which Lag Length Selection Criteria Should We Employ?" Economics Bulletin, Vol 3, No 33 pp1-9, 2004
- Kinucan, H. W. and O. D. Forker, "Asymmetry in Farm-Retail Price Transmission for Major Dairy Products" American Journal of Agricultural Economics. 69: 307-328, 1987
- Kwiatkowski D., Phillips P. C. B., Schmidt P., and Shin Y.: "Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root", Journal of Econometrics 54, 159-178, 1992
- Larue B., "Farm input, farm output and retail food prices", Canadian Journal of Agricultural Economics 39: 335-353, 1991
- Lyon C. C., & Thomson G. D., "Model Selection With Temporal and Spatial Aggregation: Alternative Marketing Margin Models", Department of Agricultural & Applied Economics, University of Minnesota, 1991
- Λώλος Σ., Παπαπέτρου Ε., Χονδρογιάννης Γ., «Η αιτιώδης σχέση μεταξύ τιμών εισροών αγροτικής παραγωγής, τιμών παραγωγού και τιμών διατροφής», Ανασυγκρότηση του Αγροτικού Χώρου, ΕΤΑΓΡΟ, Πρακτικά 5^ο Πανελλήνιο Συνέδριο Αγροτικής Οικονομίας, 11-13 Δεκεμβρίου, σελ: 650-664, 1998

Marsh J. M., "Derived Demand Elasticities: Marketing Margin Methods versus an Inverse Demand Model for Choice Beef", *Western Journal of Agricultural Economics*, 16(2): 382-391, 1991

McKinnon, James G & Haug, Alfred A & Michelis, Leo, "Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration," *Journal of Applied Econometrics*, John Wiley & Sons, Ltd., vol. 14(5), pages 563-77, Sept.-Oct, 1999

McCorrison, S., Morgan, C. W. and Rayner, A. J., "Price transmission: the interaction between market power and returns to scale", *European Review of Agricultural Economics*, 28, 143–159, 2001

McCorrison, S. and Sheldon, I.M., "Trade Policy in Vertically-Related Markets", *Oxford Economic Papers* 48: 664-672, 1996

Meyer, J. and S. von Cramon-Taubadel, "Asymmetric Price Transmission: A Survey," *Journal of Agricultural Economics*. 55: 581-611, 2004

Moss, C. B., "The Cost-Price Squeeze in Agriculture: An Application of Cointegration", *Review of Agricultural Economics* 14: 205-213, 1992

Ng, S. & Perron, P., "Unit Root Tests in ARMA Models with Data – Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag", *JASA*, 1995

Peltzman, S. "Prices Rise Faster than They Fall," *Journal of Political Economy*. 108: 466-502, 2000

Perman R. and Holden D, "Unit Roots and Cointegration for the Economist", pp, 47-111, *Cointegration for the Applied Economist*, Bhaskara R., Palgrave MacMillan, 1995

Phillips, P.C.B and P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75, 335–346, 1988

Prentice, P. T. and Schertz, L. P., "Inflation: A food and Agricultural Perspective", US Dept of Agriculture, Economics and Statistics Service Vol. 43, Washington DC, 1981

Reagan, P. and Weitzman, M., "Asymmetries in price and quantity adjustments by the competitive firm", *Journal of Economic Theory*, 27, 410–420, 1982

Sephton, P. S. "Relative prices and money: Some Canadian evidence", *Canadian Journal of Agricultural Economics* 37: 269-278, 1989

Sjo Bo "Testing for Unit Roots and Cointegration", Linköping University, Sweden, Aug 2008

Smith L. D., "Costs Margins & Returns in Agricultural Marketing", *Marketing & Agribusiness Development*, Paper No 1, FAO, Rome, 1992

Starleaf, D.R., W. H. Meyers & Womack A., "The impact of inflation on the real income of US farmers, *American Journal of Agricultural Economics* 65: 384-389, 1987

Schwert, G. W., "Tests for Unit Roots: A Monte. Carlo Investigation" *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 7, No. 2, April 1989

Tweeten, L. "An economic investigation of inflation passthrough to the farm sector" *Western Journal of Agricultural Economics* 5: 89-106, 1980

Ward, R. W., "Asymmetry in Retail, Wholesale, and Shipping Point Prices for Fresh Fruits and Vegetables," *American Journal of Agricultural Economics*. 62: 205-212, 1982

Weldegebriel, H. T., "Imperfect Price Transmission: Is Market Power Really to Blame?" *Journal of Agricultural Economics* 55: 101-114, 2004

Wickens R. M., "Interpreting cointegrating vectors and common stochastic trends", *Journal of Econometrics* Volume 74, Issue 2, Pages 255–271, October 1996

Wohlgenant, M. K., "Chapter 16 Marketing margins: Empirical analysis", *Handbook of Agricultural Economics*. 2001;1 (PART B):933-970, North Holland, 2001

Zachariasse, V. and F. Bunte, (2003). How are farmers faring in the changing balance of power along the food supply chain?, *OECD Conference: Changing Dimensions of the Food Economy: Exploring the Policy Issues*, The Hague, 6-7 February 2003

Παράρτημα 1

Χρησιμοποιούμε μηνιαία δεδομένα (Ιανουάριος 2000 – Δεκέμβριος 2012, 156 παρατηρήσεις) από την Ελληνική Στατιστική Υπηρεσία του Δείκτη Τιμών Κατανωτή Ειδών Διατροφής και μη αλκοολούχων ποτών {FOOD}, του Δείκτη Τιμών Εκροών στη γεωργία {OUTPUT} και του Δείκτη Τιμών Εισροών στη γεωργία {INPUT}).

1A) Έλεγχος Dickey-Fuller - FOOD levels

Για την επιλογή κατάλληλου αριθμού χρονικών υστερήσεων χρησιμοποιούμε αρχικά τα κριτήρια AIC, SIC & HQ.

Null Hypothesis: FOOD has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 13 (Automatic based on AIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.936290	0.1544
Test critical values: 1% level	-4.023975	
5% level	-3.441777	
10% level	-3.145474	

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

Null Hypothesis: FOOD has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.642796	0.0013
Test critical values: 1% level	-4.018748	
5% level	-3.439267	
10% level	-3.143999	

Null Hypothesis: FOOD has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 12 (Automatic based on HQ, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.689356	0.2427
Test critical values: 1% level	-4.023506	
5% level	-3.441552	
10% level	-3.145341	

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

Ελέγχουμε έπειτα από τον τύπο $\text{int} \left[12 \left(\frac{T}{100} \right)^{\frac{1}{4}} \right]$ με 13 lags.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(FOOD)
 Method: Least Squares
 Date: 05/03/13 Time: 13:07
 Sample (adjusted): 2001M03 2012M12
 Included observations: 142 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FOOD(-1)	-0.171803	0.058510	-2.936290	0.0039
D(FOOD(-1))	0.205447	0.093938	2.187056	0.0306
D(FOOD(-2))	-0.072335	0.094607	-0.764581	0.4460
D(FOOD(-3))	0.146616	0.094662	1.548842	0.1239
D(FOOD(-4))	-0.072658	0.094113	-0.772025	0.4415
D(FOOD(-5))	-0.056371	0.092435	-0.609849	0.5431
D(FOOD(-6))	-0.012574	0.091506	-0.137406	0.8909
D(FOOD(-7))	-0.004809	0.090591	-0.053088	0.9577
D(FOOD(-8))	-0.029799	0.089511	-0.332911	0.7398
D(FOOD(-9))	-0.062069	0.086629	-0.716497	0.4750
D(FOOD(-10))	-0.039954	0.084276	-0.474090	0.6363
D(FOOD(-11))	0.117551	0.084390	1.392939	0.1661
D(FOOD(-12))	0.293336	0.082763	3.544288	0.0006
D(FOOD(-13))	0.118884	0.086717	1.370944	0.1728
C	15.13871	4.961555	3.051202	0.0028
@TREND(2000M0 1)	0.038049	0.014068	2.704630	0.0078
R-squared	0.399013	Mean dependent var	0.227301	
Adjusted R-squared	0.327467	S.D. dependent var	1.246187	
S.E. of regression	1.021974	Akaike info criterion	2.987157	
Sum squared resid	131.5984	Schwarz criterion	3.320208	
Log likelihood	-196.0881	Hannan-Quinn criter.	3.122495	
F-statistic	5.577001	Durbin-Watson stat	2.003488	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.233652	Prob. F(1,125)	0.6297
Obs*R-squared	0.264933	Prob. Chi-Square(1)	0.6068

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.186279	Prob. F(2,124)	0.8303
Obs*R-squared	0.425361	Prob. Chi-Square(2)	0.8084

Αποδοχή H_0 : δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση 1^{ης} ή 2^{ης} τάξης στα σφάλματα.

Χρησιμοποιούμε 12 lags, γιατί η τιμή του συντελεστή του τελευταίου (13^{ου}) lag δεν είναι στατιστικά σημαντική (t-stat=1,37).

Άρα, έχουμε την παλινδρόμηση με 12 lags:

Dependent Variable: D(FOOD)
 Method: Least Squares
 Date: 05/03/13 Time: 13:05
 Sample (adjusted): 2001M02 2012M12
 Included observations: 143 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FOOD(-1)	-0.152487	0.056700	-2.689356	0.0081
D(FOOD(-1))	0.226203	0.092473	2.446156	0.0158
D(FOOD(-2))	-0.078068	0.094414	-0.826864	0.4099
D(FOOD(-3))	0.125635	0.093462	1.344246	0.1812
D(FOOD(-4))	-0.101923	0.091856	-1.109591	0.2693
D(FOOD(-5))	-0.080500	0.090856	-0.886010	0.3773
D(FOOD(-6))	-0.031940	0.090500	-0.352925	0.7247
D(FOOD(-7))	-0.023510	0.089482	-0.262737	0.7932
D(FOOD(-8))	-0.051182	0.086522	-0.591548	0.5552
D(FOOD(-9))	-0.092432	0.083890	-1.101828	0.2726
D(FOOD(-10))	-0.041736	0.084278	-0.495215	0.6213
D(FOOD(-11))	0.091605	0.082271	1.113462	0.2676
D(FOOD(-12))	0.304872	0.082300	3.704383	0.0003
C	13.54141	4.809537	2.815533	0.0056
@TREND(2000M0 1)	0.033477	0.013673	2.448452	0.0157
R-squared	0.391446	Mean dependent var	0.233468	
Adjusted R-squared	0.324886	S.D. dependent var	1.243978	
S.E. of regression	1.022119	Akaike info criterion	2.980609	
Sum squared resid	133.7251	Schwarz criterion	3.291397	
Log likelihood	-198.1135	Hannan-Quinn criter.	3.106898	
F-statistic	5.881052	Durbin-Watson stat	2.074118	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.031828	Prob. F(1,127)	0.1565
Obs*R-squared	2.251781	Prob. Chi-Square(1)	0.1335

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.108505	Prob. F(2,126)	0.3332
Obs*R-squared	2.472624	Prob. Chi-Square(2)	0.2905

Αποδοχή H_0 : δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση 1^{ης} ή 2^{ης} τάξης στα σφάλματα

Η στατιστική DF -2.689356 είναι μικρότερη από την κριτική τιμή σε επίπεδο 1%, 5% & 10%. Άρα, οι ενδείξεις είναι ότι δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση περί μη στασιμότητας $H_0: \rho=1$

Στη συνέχεια εξετάζουμε αν η γραμμική τάση είναι περιττή στο προς εκτίμηση υπόδειγμα. Προς τούτο ελέγχουμε την από κοινού υπόθεση $H_0: \rho-1=\gamma=0$, με τη στατιστική Φ_3 :

Wald Test:

Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	4.099135	(2, 128)	0.0188
Chi-square	8.198270	2	0.0166

Η τιμή που προκύπτει (4,099135) είναι μικρότερη από την κριτική τιμή των πινάκων σε επίπεδο σημαντικότητας 5% (6,49), αλλά και σε όλα τα υπόλοιπα επίπεδα 1% & 10%. Αυτό σημαίνει ότι δεν μπορεί να απορριφθεί η μηδενική υπόθεση και άρα τα ευρήματα αυτά παρέχουν ισχυρές ενδείξεις ότι η γραμμική τάση είναι περιττή στο εκτιμώμενο υπόδειγμα. Επομένως, εκτιμούμε το παρακάτω υπόδειγμα χωρίς την παρουσία γραμμικής τάσης (και πάλι με 12 lags σύμφωνα με τα κριτήρια ελέγχου AIC & HQ. Το SIC προτείνει 1 lag, ενώ το γεγονός ότι το 13^ο lag δεν είναι στατιστικά σημαντικό και δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα, επίσης, μας οδηγεί στη χρησιμοποίηση 12 lags).

Dependent Variable: D(FOOD)
Method: Least Squares
Date: 05/03/13 Time: 23:40
Sample (adjusted): 2001M03 2012M12
Included observations: 142 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.981084	0.998752	1.983559	0.0495
FOOD(-1)	-0.015423	0.009186	-1.679076	0.0956
D(FOOD(-1))	0.101017	0.087739	1.151339	0.2518
D(FOOD(-2))	-0.195349	0.084994	-2.298389	0.0232
D(FOOD(-3))	0.030418	0.086423	0.351974	0.7254
D(FOOD(-4))	-0.187033	0.086142	-2.171217	0.0318
D(FOOD(-5))	-0.154718	0.087070	-1.776942	0.0780
D(FOOD(-6))	-0.094437	0.088476	-1.067365	0.2878
D(FOOD(-7))	-0.075561	0.088862	-0.850321	0.3967
D(FOOD(-8))	-0.092717	0.088558	-1.046965	0.2971
D(FOOD(-9))	-0.116201	0.086355	-1.345613	0.1808
D(FOOD(-10))	-0.076873	0.085206	-0.902211	0.3687
D(FOOD(-11))	0.084347	0.085543	0.986017	0.3260
D(FOOD(-12))	0.267111	0.084212	3.171903	0.0019
D(FOOD(-13))	0.071585	0.087021	0.822615	0.4123
R-squared	0.364122	Mean dependent var	0.227301	
Adjusted R-squared	0.294025	S.D. dependent var	1.246187	
S.E. of regression	1.047075	Akaike info criterion	3.029505	
Sum squared resid	139.2384	Schwarz criterion	3.341741	
Log likelihood	-200.0949	Hannan-Quinn criter.	3.156385	
F-statistic	5.194560	Durbin-Watson stat	1.994140	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.688374	Prob. F(1,128)	0.4083
Obs*R-squared	0.764929	Prob. Chi-Square(1)	0.3818

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.375593	Prob. F(2,127)	0.6876
Obs*R-squared	0.840849	Prob. Chi-Square(2)	0.6568

Dependent Variable: D(FOOD)
 Method: Least Squares
 Date: 05/03/13 Time: 14:30
 Sample (adjusted): 2001M02 2012M12
 Included observations: 143 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FOOD(-1)	-0.015350	0.008990	-1.707362	0.0902
D(FOOD(-1))	0.121800	0.083628	1.456441	0.1477
D(FOOD(-2))	-0.189634	0.084277	-2.250144	0.0261
D(FOOD(-3))	0.025270	0.085603	0.295200	0.7683
D(FOOD(-4))	-0.196904	0.084860	-2.320350	0.0219
D(FOOD(-5))	-0.162801	0.086028	-1.892415	0.0607
D(FOOD(-6))	-0.100244	0.087744	-1.142466	0.2554
D(FOOD(-7))	-0.082763	0.087800	-0.942638	0.3476
D(FOOD(-8))	-0.103912	0.085406	-1.216681	0.2259
D(FOOD(-9))	-0.131286	0.083955	-1.563776	0.1203
D(FOOD(-10))	-0.075360	0.084746	-0.889243	0.3755
D(FOOD(-11))	0.070332	0.083380	0.843522	0.4005
D(FOOD(-12))	0.276358	0.083034	3.328229	0.0011
C	2.000618	0.974631	2.052693	0.0421
R-squared	0.362944	Mean dependent var	0.233468	
Adjusted R-squared	0.298745	S.D. dependent var	1.243978	
S.E. of regression	1.041720	Akaike info criterion	3.012395	
Sum squared resid	139.9882	Schwarz criterion	3.302463	
Log likelihood	-201.3862	Hannan-Quinn criter.	3.130265	
F-statistic	5.653393	Durbin-Watson stat	2.039634	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: FOOD has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 12 (Automatic based on AIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.707362	0.4254
Test critical values: 1% level	-3.476472	
5% level	-2.881685	
10% level	-2.577591	

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

Null Hypothesis: FOOD has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.193039	0.6769
Test critical values: 1% level	-3.473096	
5% level	-2.880211	
10% level	-2.576805	

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

Null Hypothesis: FOOD has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 12 (Automatic based on HQ, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.707362	0.4254
Test critical values: 1% level	-3.476472	
5% level	-2.881685	
10% level	-2.577591	

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

Η στατιστική DF $|-1,707362|$ είναι μικρότερη από την κριτική τιμή σε επίπεδο 1%, 5% & 10%. Άρα, οι ενδείξεις είναι ότι δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση περί μη στασιμότητας $H_0: \rho=1$

Στη συνέχεια εξετάζουμε αν ο σταθερός όρος είναι περιττός στο προς εκτίμηση υπόδειγμα. Προς τούτο ελέγχουμε την από κοινού υπόθεση $H_0: \rho-1=\mu=0$, με τη στατιστική Φ_1 :

Wald Test:
 Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	4.782780	(2, 129)	0.0099
Chi-square	9.565560	2	0.0084

Η τιμή που προκύπτει (4,782780) είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή των πινάκων σε επίπεδο σημαντικότητας 5% (4,71) και 10% (3,86). Το συμπέρασμα που προκύπτει είναι ότι απορρίπτεται η από κοινού υπόθεση $H_0: \rho-1=\mu=0$.

Όμως, επειδή η απλή υπόθεση $H_0: \rho=1$ δεν απορρίπτεται με βάση την τιμή -1,707362 της στατιστικής των DF, η συνδυασμένη χρήση των στατιστικών DF και Φ_1 οδηγεί στο συμπέρασμα ότι ο σταθερός όρος είναι στατιστικά σημαντικός κάτω από τη μηδενική υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας. Όμως, όταν ο σταθερός όρος είναι μη μηδενικός η στατιστική ελέγχου ακολουθεί ασυμπτωτική κανονική κατανομή και επομένως για $\alpha=0,05$ (5%) η κρίσιμη τιμή της είναι 1,64, γεγονός που συνεπάγεται ότι η υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας μπορεί να απορριφθεί. Για επίπεδο σημαντικότητας 1% η κρίσιμη τιμή της κανονικής κατανομής είναι 2,32, οπότε η υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας δεν μπορεί να απορριφθεί σε αυτή την περίπτωση.

Τέλος, εκτιμούμε την εξίσωση των Dickey-Fuller χωρίς σταθερό όρο και χωρίς τάση ως ερμηνευτική μεταβλητή (και πάλι με 12 lags, για τους ίδιους λόγους, όπως προηγουμένως):

Dependent Variable: D(FOOD)
 Method: Least Squares
 Date: 05/04/13 Time: 00:09
 Sample (adjusted): 2001M03 2012M12
 Included observations: 142 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FOOD(-1)	0.002611	0.001325	1.969787	0.0510
D(FOOD(-1))	0.113482	0.088511	1.282129	0.2021
D(FOOD(-2))	-0.186214	0.085836	-2.169409	0.0319
D(FOOD(-3))	0.045495	0.087069	0.522512	0.6022
D(FOOD(-4))	-0.175564	0.086927	-2.019667	0.0455
D(FOOD(-5))	-0.138059	0.087651	-1.575086	0.1177
D(FOOD(-6))	-0.076194	0.089000	-0.856113	0.3935
D(FOOD(-7))	-0.055273	0.089277	-0.619114	0.5369
D(FOOD(-8))	-0.072564	0.088976	-0.815550	0.4163
D(FOOD(-9))	-0.100265	0.086961	-1.152990	0.2511
D(FOOD(-10))	-0.058740	0.085679	-0.685577	0.4942
D(FOOD(-11))	0.103917	0.085941	1.209171	0.2288
D(FOOD(-12))	0.281850	0.084839	3.322167	0.0012
D(FOOD(-13))	0.079061	0.087930	0.899133	0.3703

R-squared	0.344422	Mean dependent var	0.227301
Adjusted R-squared	0.277840	S.D. dependent var	1.246187
S.E. of regression	1.059009	Akaike info criterion	3.045931
Sum squared resid	143.5521	Schwarz criterion	3.337350
Log likelihood	-202.2611	Hannan-Quinn criter.	3.164352
Durbin-Watson stat	1.993817		

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.022223	Prob. F(1,127)	0.8817
Obs*R-squared	0.000000	Prob. Chi-Square(1)	NA

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.177955	Prob. F(2,126)	0.8372
Obs*R-squared	0.367033	Prob. Chi-Square(2)	0.8323

Dependent Variable: D(FOOD)

Method: Least Squares

Date: 05/03/13 Time: 15:53

Sample (adjusted): 2001M02 2012M12

Included observations: 143 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FOOD(-1)	0.002922	0.001278	2.285367	0.0239
D(FOOD(-1))	0.136452	0.084347	1.617751	0.1081
D(FOOD(-2))	-0.179436	0.085163	-2.106964	0.0370
D(FOOD(-3))	0.038712	0.086401	0.448054	0.6549
D(FOOD(-4))	-0.186090	0.085737	-2.170487	0.0318
D(FOOD(-5))	-0.146964	0.086734	-1.694423	0.0926
D(FOOD(-6))	-0.081171	0.088322	-0.919031	0.3598
D(FOOD(-7))	-0.064185	0.088405	-0.726032	0.4691
D(FOOD(-8))	-0.090275	0.086193	-1.047354	0.2969
D(FOOD(-9))	-0.116207	0.084660	-1.372631	0.1722
D(FOOD(-10))	-0.056583	0.085286	-0.663450	0.5082
D(FOOD(-11))	0.089004	0.083900	1.060829	0.2907
D(FOOD(-12))	0.292737	0.083665	3.498895	0.0006

R-squared	0.342136	Mean dependent var	0.233468
Adjusted R-squared	0.281410	S.D. dependent var	1.243978
S.E. of regression	1.054516	Akaike info criterion	3.030550
Sum squared resid	144.5606	Schwarz criterion	3.299899
Log likelihood	-203.6843	Hannan-Quinn criter.	3.140000
Durbin-Watson stat	2.042296		

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.808215	Prob. F(1,129)	0.3703
Obs*R-squared	0.854431	Prob. Chi-Square(1)	0.3553

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.422369	Prob. F(2,128)	0.6564
Obs*R-squared	0.901636	Prob. Chi-Square(2)	0.6371

Ο έλεγχος DF δείχνει ότι υπόθεση της μη στασιμότητας (ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας) δεν μπορεί να απορριφθεί σε κανένα επίπεδο σημαντικότητας.

Null Hypothesis: FOOD has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 12 (Automatic based on AIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	2.285367	0.9947
Test critical values: 1% level	-2.581233	
5% level	-1.943074	
10% level	-1.615231	

Null Hypothesis: FOOD has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	1.427075	0.9616
Test critical values: 1% level	-2.580065	
5% level	-1.942910	
10% level	-1.615334	

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

Null Hypothesis: FOOD has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 12 (Automatic based on HQ, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	2.285367	0.9947
Test critical values: 1% level	-2.581233	
5% level	-1.943074	
10% level	-1.615231	

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

1B) Έλεγχος Dickey-Fuller - FOOD 1st difference

Για την επιλογή κατάλληλου αριθμού χρονικών υστερήσεων χρησιμοποιούμε αρχικά τα κριτήρια AIC, SIC & HQ.

Null Hypothesis: D(FOOD) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 11 (Automatic based on AIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.648241	0.0293
Test critical values: 1% level	-4.023506	
5% level	-3.441552	
10% level	-3.145341	

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

Null Hypothesis: D(FOOD) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.056113	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.018748	
5% level	-3.439267	
10% level	-3.143999	

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

Null Hypothesis: D(FOOD) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 11 (Automatic based on HQ, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.648241	0.0293
Test critical values: 1% level	-4.023506	
5% level	-3.441552	
10% level	-3.145341	

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

Ελέγχουμε έπειτα από τον τύπο $\text{int} \left[12 \left(\frac{T}{100} \right)^{\frac{1}{4}} \right]$ με 13 lags.

Dependent Variable: D(FOOD,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/03/13 Time: 21:31
 Sample (adjusted): 2001M04 2012M12
 Included observations: 141 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.606023	0.266819	2.271289	0.0248
D(FOOD(-1))	-1.533231	0.487370	-3.145930	0.0021
D(FOOD(-1),2)	0.630308	0.470632	1.339279	0.1829
D(FOOD(-2),2)	0.434384	0.451880	0.961282	0.3383
D(FOOD(-3),2)	0.460370	0.421873	1.091253	0.2773
D(FOOD(-4),2)	0.262965	0.386273	0.680776	0.4973
D(FOOD(-5),2)	0.099140	0.349732	0.283474	0.7773
D(FOOD(-6),2)	-0.002260	0.313853	-0.007201	0.9943
D(FOOD(-7),2)	-0.082491	0.278214	-0.296503	0.7673
D(FOOD(-8),2)	-0.180732	0.241186	-0.749349	0.4551
D(FOOD(-9),2)	-0.305450	0.204623	-1.492746	0.1380
D(FOOD(-10),2)	-0.388560	0.173438	-2.240344	0.0268
D(FOOD(-11),2)	-0.303478	0.150011	-2.023038	0.0452
D(FOOD(-12),2)	-0.042428	0.118525	-0.357964	0.7210
D(FOOD(-13),2)	0.029052	0.088516	0.328216	0.7433
@TREND(2000M0 1)	-0.002831	0.002266	-1.249333	0.2139
R-squared	0.550314	Mean dependent var	-0.007434	
Adjusted R-squared	0.496351	S.D. dependent var	1.493752	
S.E. of regression	1.060089	Akaike info criterion	3.061087	
Sum squared resid	140.4736	Schwarz criterion	3.395698	
Log likelihood	-199.8067	Hannan-Quinn criter.	3.197062	
F-statistic	10.19810	Durbin-Watson stat	2.001335	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.701431	Prob. F(1,124)	0.4039
Obs*R-squared	0.793108	Prob. Chi-Square(1)	0.3732

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.244878	Prob. F(2,123)	0.2916
Obs*R-squared	2.797484	Prob. Chi-Square(2)	0.2469

Αποδοχή H_0 : δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση 1^{ης} ή 2^{ης} τάξης στα σφάλματα.

Χρησιμοποιούμε 11 lags, γιατί οι τιμές των συντελεστών του 12^{ου} και του 13^{ου} lag δεν είναι στατιστικά σημαντικές, οπότε έχουμε:

Dependent Variable: D(FOOD,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/03/13 Time: 21:36
 Sample (adjusted): 2001M02 2012M12
 Included observations: 143 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.623317	0.248362	2.509709	0.0133
D(FOOD(-1))	-1.598554	0.438171	-3.648241	0.0004
D(FOOD(-1),2)	0.712895	0.408986	1.743080	0.0837
D(FOOD(-2),2)	0.514279	0.375750	1.368671	0.1735
D(FOOD(-3),2)	0.532048	0.340295	1.563493	0.1204
D(FOOD(-4),2)	0.327748	0.307288	1.066583	0.2882
D(FOOD(-5),2)	0.159583	0.273857	0.582725	0.5611
D(FOOD(-6),2)	0.055623	0.237597	0.234108	0.8153
D(FOOD(-7),2)	-0.030195	0.200819	-0.150358	0.8807
D(FOOD(-8),2)	-0.137401	0.167927	-0.818219	0.4147
D(FOOD(-9),2)	-0.270379	0.141232	-1.914436	0.0578
D(FOOD(-10),2)	-0.346429	0.108735	-3.185993	0.0018
D(FOOD(-11),2)	-0.275625	0.083526	-3.299868	0.0013
@TREND(2000M0 1)	-0.002846	0.002178	-1.306801	0.1936
R-squared	0.547949	Mean dependent var	-0.006108	
Adjusted R-squared	0.502393	S.D. dependent var	1.483557	
S.E. of regression	1.046520	Akaike info criterion	3.021589	
Sum squared resid	141.2813	Schwarz criterion	3.311658	
Log likelihood	-202.0436	Hannan-Quinn criter.	3.139459	
F-statistic	12.02815	Durbin-Watson stat	2.036540	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.606294	Prob. F(1,128)	0.4376
Obs*R-squared	0.674150	Prob. Chi-Square(1)	0.4116

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.352363	Prob. F(2,127)	0.7037
Obs*R-squared	0.789132	Prob. Chi-Square(2)	0.6740

αποδοχή H_0 : δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση 1^{ης} ή 2^{ης} τάξης στα σφάλματα

Η στατιστική $DF |-3,648241|$ είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή σε επίπεδο 5% & 10%. Άρα, απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση περί μη στασιμότητας $H_0: \rho=1$. Ελέγχουμε, επίσης, την από κοινού υπόθεση $H_0: \rho-1=\gamma=0$, με τη στατιστική Φ_3 :

Wald Test:

Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	6.790181	(2, 129)	0.0016
Chi-square	13.58036	2	0.0011

Παρατηρούμε ότι η στατιστική F είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή των πινάκων σε επίπεδο 5% (6,49) και 10% (5,47), οπότε και απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση. Από τα παραπάνω συμπεραίνουμε ότι δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα και η διαδικασία ελέγχου τερματίζεται.

2A) Έλεγχος Phillips – Perron - FOOD levels

Null Hypothesis: FOOD has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 4 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-3.842980	0.0168
Test critical values: 1% level	-4.018349	
5% level	-3.439075	
10% level	-3.143887	

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

Απόρριψη H_0 (περί μη στασιμότητας) σε επίπεδο 5% και 10%.

Null Hypothesis: FOOD has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 7 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.170382	0.6865
Test critical values: 1% level	-3.472813	
5% level	-2.880088	
10% level	-2.576739	

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

Αποδοχή H_0 (περί μη στασιμότητας) σε επίπεδο 1%, 5% και 10% .

Null Hypothesis: FOOD has a unit root
Exogenous: None
Bandwidth: 7 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	2.329412	0.9953
Test critical values: 1% level	-2.579967	
5% level	-1.942896	
10% level	-1.615342	

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

Αποδοχή H_0 (περί μη στασιμότητας) σε επίπεδο 1% ,5% και 10%.

2B) Έλεγχος Phillips – Perron - FOOD 1st difference

Null Hypothesis: D(FOOD) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 10 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-9.109841	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.018748	
5% level	-3.439267	
10% level	-3.143999	

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

Απόρριψη H_0 (περί μη στασιμότητας) σε όλα τα επίπεδα.

Null Hypothesis: D(FOOD) has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 10 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-9.125152	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.473096	
5% level	-2.880211	
10% level	-2.576805	

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

Απόρριψη H_0 (περί μη στασιμότητας) σε όλα τα επίπεδα.

Null Hypothesis: D(FOOD) has a unit root

Exogenous: None

Bandwidth: 7 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-8.512221	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.580065	
5% level	-1.942910	
10% level	-1.615334	

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

Απόρριψη H_0 (περί μη στασιμότητας) σε όλα τα επίπεδα.

3A) Έλεγχος Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin - Food levels

Null Hypothesis: FOOD is stationary
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 8 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.101688
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Αποδοχή H_0 (περί στασιμότητας) σε όλα τα επίπεδα.

Null Hypothesis: FOOD is stationary
Exogenous: Constant
Bandwidth: 10 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	1.480974
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Απόρριψη H_0 (περί στασιμότητας) σε όλα τα επίπεδα.

3B) Έλεγχος Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin - Food 1st difference

Null Hypothesis: D(FOOD) is stationary
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 8 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.037363
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Αποδοχή H_0 (περί στασιμότητας) σε όλα τα επίπεδα.

Null Hypothesis: D(FOOD) is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 8 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.072102
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Αποδοχή H_0 (περί στασιμότητας) σε όλα τα επίπεδα.

- **Σύνοψη αποτελεσμάτων (επίπεδα σημαντικότητας στα οποία η μεταβλητή είναι στάσιμη)**

	ADF level	PP level	KPSS level	ADF 1 st difference	PP 1 st difference	KPSS 1 st difference
Trend & intercept	0	5%, 10%	1%, 5%, 10%	5%, 10%	1%, 5%, 10%	1%, 5%, 10%
Intercept	5%, 10%	0	0	-	1%, 5%, 10%	1%, 5%, 10%
None	0	0	-	-	1%, 5%, 10%	-

4A) Έλεγχος Dickey-Fuller - OUTPUT levels

Για την επιλογή κατάλληλου αριθμού χρονικών υστερήσεων χρησιμοποιούμε αρχικά τα κριτήρια AIC, SIC & HQ.

Null Hypothesis: OUTPUT has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 13 (Automatic based on AIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.746121	0.2200
Test critical values: 1% level	-4.023975	
5% level	-3.441777	
10% level	-3.145474	

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

Null Hypothesis: OUTPUT has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.071442	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.018748	
5% level	-3.439267	
10% level	-3.143999	

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

Null Hypothesis: OUTPUT has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 12 (Automatic based on HQ, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.349730	0.0626
Test critical values: 1% level	-4.023506	
5% level	-3.441552	
10% level	-3.145341	

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

Ελέγχουμε έπειτα από τον τύπο $\text{int} \left[12 \left(\frac{T}{100} \right)^{\frac{1}{4}} \right]$ με 13 lags.

Dependent Variable: D(OUTPUT)

Method: Least Squares

Date: 05/03/13 Time: 23:13

Sample (adjusted): 2001M03 2012M12

Included observations: 142 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	30.76882	10.66576	2.884822	0.0046
@TREND(2000M0				
1)	0.097705	0.040538	2.410175	0.0174
OUTPUT(-1)	-0.361844	0.131766	-2.746121	0.0069
D(OUTPUT(-1))	0.400886	0.136995	2.926288	0.0041
D(OUTPUT(-2))	0.054297	0.141822	0.382852	0.7025
D(OUTPUT(-3))	-0.068849	0.137930	-0.499158	0.6185
D(OUTPUT(-4))	0.091575	0.132063	0.693416	0.4893
D(OUTPUT(-5))	0.044813	0.127707	0.350905	0.7262
D(OUTPUT(-6))	-0.145645	0.121137	-1.202311	0.2315
D(OUTPUT(-7))	0.156689	0.118943	1.317342	0.1901
D(OUTPUT(-8))	-0.140215	0.111800	-1.254156	0.2121
D(OUTPUT(-9))	-0.002243	0.107103	-0.020941	0.9833
D(OUTPUT(-10))	-0.117191	0.103294	-1.134539	0.2587
D(OUTPUT(-11))	4.04E-05	0.094485	0.000428	0.9997
D(OUTPUT(-12))	0.363429	0.090969	3.995083	0.0001
D(OUTPUT(-13))	-0.148806	0.097108	-1.532370	0.1279
R-squared	0.485835	Mean dependent var	0.357381	
Adjusted R-squared	0.424625	S.D. dependent var	6.904483	
S.E. of regression	5.237292	Akaike info criterion	6.255293	
Sum squared resid	3456.083	Schwarz criterion	6.588344	
Log likelihood	-428.1258	Hannan-Quinn criter.	6.390632	
F-statistic	7.937159	Durbin-Watson stat	1.997476	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.002748	Prob. F(1,125)	0.9583
Obs*R-squared	0.003122	Prob. Chi-Square(1)	0.9554

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.318443	Prob. F(2,124)	0.7279
Obs*R-squared	0.725610	Prob. Chi-Square(2)	0.6957

Αποδοχή H_0 : δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση 1^{ης} ή 2^{ης} τάξης στα σφάλματα.

Χρησιμοποιούμε 12 lags, γιατί η τιμή του συντελεστή του τελευταίου (13^{ου}) lag δεν είναι στατιστικά σημαντική (t-stat=-1,53)

Άρα, έχουμε την παλινδρόμηση με 12 lags.

Dependent Variable: D(OUTPUT)

Method: Least Squares

Date: 05/03/13 Time: 23:15

Sample (adjusted): 2001M02 2012M12

Included observations: 143 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	35.45532	10.19502	3.477709	0.0007
@TREND(2000M0 1)	0.115530	0.038880	2.971430	0.0035
OUTPUT(-1)	-0.421394	0.125800	-3.349730	0.0011
D(OUTPUT(-1))	0.413637	0.136913	3.021159	0.0030
D(OUTPUT(-2))	0.108195	0.137240	0.788365	0.4319
D(OUTPUT(-3))	0.000125	0.130533	0.000959	0.9992
D(OUTPUT(-4))	0.146316	0.127221	1.150089	0.2523
D(OUTPUT(-5))	0.113926	0.119595	0.952594	0.3426
D(OUTPUT(-6))	-0.108399	0.118696	-0.913253	0.3628
D(OUTPUT(-7))	0.226099	0.109984	2.055744	0.0418
D(OUTPUT(-8))	-0.088956	0.106828	-0.832704	0.4066
D(OUTPUT(-9))	0.041555	0.103334	0.402139	0.6883
D(OUTPUT(-10))	-0.052810	0.094493	-0.558879	0.5772
D(OUTPUT(-11))	0.051150	0.088458	0.578239	0.5641
D(OUTPUT(-12))	0.369105	0.091011	4.055619	0.0001
R-squared	0.476251	Mean dependent var	0.355236	
Adjusted R-squared	0.418966	S.D. dependent var	6.880176	
S.E. of regression	5.244455	Akaike info criterion	6.251195	
Sum squared resid	3520.551	Schwarz criterion	6.561983	
Log likelihood	-431.9605	Hannan-Quinn criter.	6.377485	
F-statistic	8.313707	Durbin-Watson stat	1.905254	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.103560	Prob. F(1,127)	0.1494
Obs*R-squared	2.329983	Prob. Chi-Square(1)	0.1269

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.045927	Prob. F(2,126)	0.3544
Obs*R-squared	2.335317	Prob. Chi-Square(2)	0.3111

Αποδοχή H_0 : δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση 1^{ης} ή 2^{ης} τάξης στα σφάλματα.

Η στατιστική DF -3.349730 είναι μικρότερη από την κριτική τιμή σε επίπεδο 5% & 10%. Άρα, οι ενδείξεις είναι ότι δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση περί μη στασιμότητας $H_0: \rho=1$.

Στη συνέχεια εξετάζουμε αν η γραμμική τάση είναι περιττή στο προς εκτίμηση υπόδειγμα. Προς τούτο ελέγχουμε την από κοινού υπόθεση $H_0: \rho-1=\gamma=0$, με τη στατιστική Φ_3 :

Wald Test:

Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	5.997062	(2, 128)	0.0032
Chi-square	11.99412	2	0.0025

Η τιμή που προκύπτει (5,997062) είναι μικρότερη από την κριτική τιμή των πινάκων σε επίπεδο σημαντικότητας 5% (6,49), αλλά και σε επίπεδο 1% (8,73) Αυτό σημαίνει ότι δεν μπορεί να απορριφθεί η μηδενική υπόθεση και άρα τα ευρήματα αυτά παρέχουν ισχυρές ενδείξεις ότι η γραμμική τάση είναι περιττή στο εκτιμώμενο υπόδειγμα. Επομένως, εκτιμούμε το παρακάτω υπόδειγμα χωρίς την παρουσία γραμμικής τάσης (13 lags σύμφωνα με όλα τα κριτήρια ελέγχου και το γεγονός ότι το τελευταίο lag είναι στατιστικά σημαντικό και δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα):

Dependent Variable: D(OUTPUT)
 Method: Least Squares
 Date: 05/03/13 Time: 23:36
 Sample (adjusted): 2001M03 2012M12
 Included observations: 142 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.765442	3.889072	1.739603	0.0844
OUTPUT(-1)	-0.056102	0.036306	-1.545242	0.1248
D(OUTPUT(-1))	0.146848	0.089151	1.647185	0.1020
D(OUTPUT(-2))	-0.219345	0.086583	-2.533347	0.0125
D(OUTPUT(-3))	-0.327626	0.088207	-3.714290	0.0003
D(OUTPUT(-4))	-0.143076	0.090904	-1.573925	0.1180
D(OUTPUT(-5))	-0.172372	0.092191	-1.869739	0.0638
D(OUTPUT(-6))	-0.343491	0.090754	-3.784866	0.0002
D(OUTPUT(-7))	-0.019082	0.095724	-0.199346	0.8423
D(OUTPUT(-8))	-0.299120	0.091984	-3.251871	0.0015
D(OUTPUT(-9))	-0.131473	0.094454	-1.391925	0.1664
D(OUTPUT(-10))	-0.229926	0.093823	-2.450623	0.0156
D(OUTPUT(-11))	-0.080534	0.090030	-0.894520	0.3727
D(OUTPUT(-12))	0.310122	0.089894	3.449847	0.0008
D(OUTPUT(-13))	-0.215762	0.094795	-2.276091	0.0245
R-squared	0.462130	Mean dependent var	0.357381	
Adjusted R-squared	0.402838	S.D. dependent var	6.904483	
S.E. of regression	5.335528	Akaike info criterion	6.286280	
Sum squared resid	3615.418	Schwarz criterion	6.598516	
Log likelihood	-431.3259	Hannan-Quinn criter.	6.413160	
F-statistic	7.794048	Durbin-Watson stat	2.015235	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.372562	Prob. F(1,126)	0.5427
Obs*R-squared	0.418633	Prob. Chi-Square(1)	0.5176

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.306237	Prob. F(2,125)	0.7368
Obs*R-squared	0.692379	Prob. Chi-Square(2)	0.7074

Null Hypothesis: OUTPUT has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 13 (Automatic based on AIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.545242	0.5079
Test critical values: 1% level	-3.476805	
5% level	-2.881830	
10% level	-2.577668	

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

Null Hypothesis: OUTPUT has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 13 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.545242	0.5079
Test critical values: 1% level	-3.476805	
5% level	-2.881830	
10% level	-2.577668	

Null Hypothesis: OUTPUT has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 13 (Automatic based on HQ, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.545242	0.5079
Test critical values: 1% level	-3.476805	
5% level	-2.881830	
10% level	-2.577668	

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

Η στατιστική DF $|-1,545242|$ είναι μικρότερη από την κριτική τιμή σε επίπεδο 1%, 5% & 10%. Άρα, οι ενδείξεις είναι ότι δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση περί μη στασιμότητας $H_0: \rho=1$.

Στη συνέχεια εξετάζουμε αν ο σταθερός όρος είναι περιττός στο προς εκτίμηση υπόδειγμα. Προς τούτο ελέγχουμε την από κοινού υπόθεση $H_0: \rho-1=\mu=0$, με τη στατιστική Φ_1 :

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	2.618481	(2, 127)	0.0768
Chi-square	5.236961	2	0.0729

Η τιμή που προκύπτει (2,618481) είναι μικρότερη από την κριτική τιμή των πινάκων σε επίπεδο σημαντικότητας 1% (6,7), 5% (4,71) και 10% (3,86). Το συμπέρασμα που προκύπτει είναι ότι δεν απορρίπτεται η από κοινού υπόθεση $H_0: \rho-1=\mu=0$. Έτσι, εκτιμούμε την εξίσωση των Dickey-Fuller χωρίς σταθερό όρο και χωρίς τάση ως ερμηνευτική μεταβλητή (με 13 lags, όπως προκύπτει):

Dependent Variable: D(OUTPUT)
Method: Least Squares
Date: 05/04/13 Time: 00:06
Sample (adjusted): 2001M03 2012M12
Included observations: 142 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
OUTPUT(-1)	0.006585	0.004464	1.475226	0.1426
D(OUTPUT(-1))	0.110163	0.087304	1.261835	0.2093
D(OUTPUT(-2))	-0.262931	0.083532	-3.147665	0.0020
D(OUTPUT(-3))	-0.363779	0.086400	-4.210412	0.0000
D(OUTPUT(-4))	-0.169081	0.090373	-1.870914	0.0636
D(OUTPUT(-5))	-0.195717	0.091928	-2.129033	0.0352
D(OUTPUT(-6))	-0.360200	0.090956	-3.960173	0.0001
D(OUTPUT(-7))	-0.027203	0.096364	-0.282289	0.7782
D(OUTPUT(-8))	-0.308468	0.092551	-3.332966	0.0011
D(OUTPUT(-9))	-0.135088	0.095175	-1.419359	0.1582
D(OUTPUT(-10))	-0.231425	0.094559	-2.447410	0.0157
D(OUTPUT(-11))	-0.076699	0.090713	-0.845516	0.3994
D(OUTPUT(-12))	0.311820	0.090598	3.441798	0.0008
D(OUTPUT(-13))	-0.223870	0.095427	-2.345984	0.0205
R-squared	0.449314	Mean dependent var	0.357381	
Adjusted R-squared	0.393385	S.D. dependent var	6.904483	
S.E. of regression	5.377592	Akaike info criterion	6.295745	
Sum squared resid	3701.568	Schwarz criterion	6.587164	
Log likelihood	-432.9979	Hannan-Quinn criter.	6.414166	
Durbin-Watson stat	2.019871			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.416119	Prob. F(1,127)	0.5200
Obs*R-squared	0.420071	Prob. Chi-Square(1)	0.5169

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.443188	Prob. F(2,126)	0.6430
Obs*R-squared	0.948439	Prob. Chi-Square(2)	0.6224

Null Hypothesis: OUTPUT has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 13 (Automatic based on AIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	1.475226	0.9651
Test critical values: 1% level	-2.581349	
5% level	-1.943090	
10% level	-1.615220	

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

Null Hypothesis: OUTPUT has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 13 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	1.475226	0.9651
Test critical values: 1% level	-2.581349	
5% level	-1.943090	
10% level	-1.615220	

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

Null Hypothesis: OUTPUT has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 13 (Automatic based on HQ, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	1.475226	0.9651
Test critical values: 1% level	-2.581349	
5% level	-1.943090	
10% level	-1.615220	

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

Ο έλεγχος DF δείχνει ότι υπόθεση της μη στασιμότητας (ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας) δεν μπορεί να απορριφθεί σε κανένα επίπεδο σημαντικότητας.

4B) Έλεγχος Dickey-Fuller – OUTPUT 1st difference

Για την επιλογή κατάλληλου αριθμού χρονικών υστερήσεων χρησιμοποιούμε αρχικά τα κριτήρια AIC, SIC & HQ.

Null Hypothesis: D(OUTPUT) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 12 (Automatic based on AIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.960712	0.0004
Test critical values: 1% level	-4.023975	
5% level	-3.441777	
10% level	-3.145474	

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

Null Hypothesis: D(OUTPUT) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 12 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.960712	0.0004
Test critical values: 1% level	-4.023975	
5% level	-3.441777	
10% level	-3.145474	

Null Hypothesis: D(OUTPUT) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 12 (Automatic based on HQ, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.960712	0.0004
Test critical values: 1% level	-4.023975	
5% level	-3.441777	
10% level	-3.145474	

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

Ελέγχουμε έπειτα από τον τύπο $\text{int} \left[12 \left(\frac{T}{100} \right)^{\frac{1}{4}} \right]$ με 13 lags.

Dependent Variable: D(OUTPUT,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/04/13 Time: 00:28
 Sample (adjusted): 2001M04 2012M12
 Included observations: 141 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.749245	1.116870	1.566202	0.1198
@TREND(2000M0				
1)	-0.010072	0.011440	-0.880426	0.3803
D(OUTPUT(-1))	-3.252620	0.677897	-4.798101	0.0000
D(OUTPUT(-1),2)	2.346233	0.648088	3.620240	0.0004
D(OUTPUT(-2),2)	2.096986	0.627159	3.343626	0.0011
D(OUTPUT(-3),2)	1.724338	0.586932	2.937884	0.0039
D(OUTPUT(-4),2)	1.531432	0.538747	2.842580	0.0052
D(OUTPUT(-5),2)	1.318329	0.490762	2.686292	0.0082
D(OUTPUT(-6),2)	0.930876	0.440880	2.111405	0.0367
D(OUTPUT(-7),2)	0.884607	0.390082	2.267745	0.0251
D(OUTPUT(-8),2)	0.543309	0.335081	1.621426	0.1074
D(OUTPUT(-9),2)	0.379906	0.281495	1.349604	0.1796
D(OUTPUT(-10),2)	0.123554	0.230417	0.536218	0.5928
D(OUTPUT(-11),2)	0.009708	0.176905	0.054877	0.9563
D(OUTPUT(-12),2)	0.292265	0.131960	2.214801	0.0286
D(OUTPUT(-13),2)	0.070419	0.098152	0.717449	0.4744
R-squared	0.665268	Mean dependent var	-0.028404	
Adjusted R-squared	0.625100	S.D. dependent var	8.820693	
S.E. of regression	5.400825	Akaike info criterion	6.317485	
Sum squared resid	3646.114	Schwarz criterion	6.652096	
Log likelihood	-429.3827	Hannan-Quinn criter.	6.453459	
F-statistic	16.56222	Durbin-Watson stat	1.986077	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Το 13^ο lag δεν είναι στατιστικά σημαντικό. Επίσης, δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα, όπως φαίνεται και παρακάτω:

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.405155	Prob. F(1,124)	0.5256
Obs*R-squared	0.459201	Prob. Chi-Square(1)	0.4980

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.233228	Prob. F(2,123)	0.7923
Obs*R-squared	0.532697	Prob. Chi-Square(2)	0.7662

Οπότε εκτιμούμε την παλινδρόμηση με 12 lags, χωρίς και πάλι να υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα:

Dependent Variable: D(OUTPUT,2)

Method: Least Squares

Date: 05/04/13 Time: 00:32

Sample (adjusted): 2001M03 2012M12

Included observations: 142 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.624828	1.088698	1.492451	0.1381
@TREND(2000M0				
1)	-0.009470	0.011243	-0.842267	0.4012
D(OUTPUT(-1))	-3.044682	0.613759	-4.960712	0.0000
D(OUTPUT(-1),2)	2.150571	0.589061	3.650847	0.0004
D(OUTPUT(-2),2)	1.885223	0.554168	3.401897	0.0009
D(OUTPUT(-3),2)	1.515914	0.511708	2.962460	0.0036
D(OUTPUT(-4),2)	1.337763	0.467829	2.859509	0.0050
D(OUTPUT(-5),2)	1.132944	0.419255	2.702279	0.0078
D(OUTPUT(-6),2)	0.761864	0.374822	2.032605	0.0442
D(OUTPUT(-7),2)	0.720531	0.319291	2.256657	0.0257
D(OUTPUT(-8),2)	0.400660	0.271575	1.475318	0.1426
D(OUTPUT(-9),2)	0.253545	0.221464	1.144861	0.2544
D(OUTPUT(-10),2)	0.010538	0.169512	0.062167	0.9505
D(OUTPUT(-11),2)	-0.077530	0.129404	-0.599128	0.5502
D(OUTPUT(-12),2)	0.226863	0.095216	2.382603	0.0187
R-squared	0.663771	Mean dependent var	-0.019702	
Adjusted R-squared	0.626707	S.D. dependent var	8.789970	
S.E. of regression	5.370473	Akaike info criterion	6.299337	
Sum squared resid	3662.932	Schwarz criterion	6.611572	
Log likelihood	-432.2529	Hannan-Quinn criter.	6.426216	
F-statistic	17.90850	Durbin-Watson stat	2.020161	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.468802	Prob. F(1,126)	0.4948
Obs*R-squared	0.526374	Prob. Chi-Square(1)	0.4681

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.376541	Prob. F(2,125)	0.6870
Obs*R-squared	0.850379	Prob. Chi-Square(2)	0.6536

Η στατιστική DF $|-4,960712|$ είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή σε επίπεδο 1%, 5% & 10%. Άρα, απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση περί μη στασιμότητας $H_0: \rho=1$. Ελέγχουμε, επίσης, την από κοινού υπόθεση $H_0: \rho-1=\gamma=0$, με τη στατιστική Φ_3 :

Wald Test:

Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	12.30811	(2, 127)	0.0000
Chi-square	24.61621	2	0.0000

Παρατηρούμε ότι η στατιστική F είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή των πινάκων σε επίπεδο 1% (8,73), 5% (6,49) και 10% (5,47), οπότε και απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση. Από τα παραπάνω συμπεραίνουμε ότι δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα και η διαδικασία ελέγχου τερματίζεται.

5A) Έλεγχος Phillips – Perron - Output levels

Null Hypothesis: OUTPUT has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 15 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-4.263686	0.0046
Test critical values: 1% level	-4.018349	
5% level	-3.439075	
10% level	-3.143887	

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

Απόρριψη H_0 (περί μη στασιμότητας) σε όλα τα επίπεδα.

Null Hypothesis: OUTPUT has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 19 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.285807	0.1779
Test critical values: 1% level	-3.472813	
5% level	-2.880088	
10% level	-2.576739	

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

Αποδοχή της H_0 (περί μη στασιμότητας) σε όλα τα επίπεδα.

Null Hypothesis: OUTPUT has a unit root
Exogenous: None
Bandwidth: 50 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	1.676466	0.9772
Test critical values: 1% level	-2.579967	
5% level	-1.942896	
10% level	-1.615342	

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

Αποδοχή της H_0 (περί μη στασιμότητας) σε όλα τα επίπεδα.

5B) Έλεγχος Phillips – Perron - Output 1st difference

Null Hypothesis: D(OUTPUT) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 110 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-25.11672	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.018748	
5% level	-3.439267	
10% level	-3.143999	

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

Απόρριψη H_0 (περί μη στασιμότητας) σε όλα τα επίπεδα.

Null Hypothesis: D(OUTPUT) has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 110 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-25.56329	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.473096	
5% level	-2.880211	
10% level	-2.576805	

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

Απόρριψη H_0 (περί μη στασιμότητας) σε όλα τα επίπεδα.

Null Hypothesis: D(OUTPUT) has a unit root

Exogenous: None

Bandwidth: 90 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-13.41419	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.580065	
5% level	-1.942910	
10% level	-1.615334	

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

Απόρριψη H_0 (περί μη στασιμότητας) σε όλα τα επίπεδα.

6A) Έλεγχος Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin-Output levels

Null Hypothesis: OUTPUT is stationary
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 5 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.091010
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Αποδοχή της H_0 (περί στασιμότητας) σε όλα τα επίπεδα.

Null Hypothesis: OUTPUT is stationary
Exogenous: Constant
Bandwidth: 9 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	1.524340
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Απόρριψη H_0 (περί στασιμότητας) σε όλα τα επίπεδα.

6B) Έλεγχος Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin- Output 1st difference

Null Hypothesis: D(OUTPUT) is stationary
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 52 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.162895
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Απόρριψη H_0 (περί στασιμότητας) σε επίπεδα 5% και 10%.

Null Hypothesis: D(OUTPUT) is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 53 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.170550
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Αποδοχή της H_0 (περί στασιμότητας) σε όλα τα επίπεδα.

- **Σύνοψη αποτελεσμάτων (επίπεδα σημαντικότητας στα οποία η μεταβλητή είναι στάσιμη)**

	ADF level	PP level	KPSS level	ADF 1 st difference	PP 1 st difference	KPSS 1 st difference
Trend & intercept	10%	1%, 5%, 10%	1%, 5%, 10%	1%, 5%, 10%	1%, 5%, 10%	1%
Intercept	0	0	1%, 5%, 10%	-	1%, 5%, 10%	1%, 5%, 10%
None	0	0	-	-	1%, 5%, 10%	-

7A) Έλεγχος Dickey-Fuller - INPUT levels

Για την επιλογή κατάλληλου αριθμού χρονικών υστερήσεων χρησιμοποιούμε αρχικά τα κριτήρια AIC, SIC & HQ.

Null Hypothesis: INPUT has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.429027	0.0513
Test critical values: 1% level	-4.019151	
5% level	-3.439461	
10% level	-3.144113	

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

Null Hypothesis: INPUT has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.429027	0.0513
Test critical values: 1% level	-4.019151	
5% level	-3.439461	
10% level	-3.144113	

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

Null Hypothesis: INPUT has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Automatic based on HQ, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.429027	0.0513
Test critical values: 1% level	-4.019151	
5% level	-3.439461	
10% level	-3.144113	

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

Ελέγχουμε έπειτα από τον τύπο $\text{int} \left[12 \left(\frac{T}{100} \right)^{\frac{1}{4}} \right]$ με 13 lags.

Dependent Variable: D(INPUT)

Method: Least Squares

Date: 05/04/13 Time: 12:31

Sample (adjusted): 2001M03 2012M12

Included observations: 142 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.533821	1.984856	3.291837	0.0013
@TREND(2000M0				
1)	0.033660	0.010408	3.233973	0.0016
INPUT(-1)	-0.086834	0.027047	-3.210520	0.0017
D(INPUT(-1))	0.481173	0.082182	5.855006	0.0000
D(INPUT(-2))	0.225396	0.092223	2.444028	0.0159
D(INPUT(-3))	-0.063777	0.095540	-0.667543	0.5056
D(INPUT(-4))	0.087426	0.096261	0.908214	0.3655
D(INPUT(-5))	-0.044132	0.097537	-0.452467	0.6517
D(INPUT(-6))	0.137502	0.097992	1.403198	0.1630
D(INPUT(-7))	0.037345	0.100542	0.371433	0.7109
D(INPUT(-8))	-0.050138	0.100486	-0.498956	0.6187
D(INPUT(-9))	0.101845	0.100059	1.017847	0.3107
D(INPUT(-10))	-0.019441	0.101092	-0.192310	0.8478
D(INPUT(-11))	0.064208	0.100992	0.635776	0.5261
D(INPUT(-12))	0.154752	0.101868	1.519153	0.1312
D(INPUT(-13))	-0.172963	0.093313	-1.853575	0.0661
R-squared	0.434746	Mean dependent var	0.366824	
Adjusted R-squared	0.367454	S.D. dependent var	0.835953	
S.E. of regression	0.664856	Akaike info criterion	2.127315	
Sum squared resid	55.69628	Schwarz criterion	2.460366	
Log likelihood	-135.0394	Hannan-Quinn criter.	2.262654	
F-statistic	6.460569	Durbin-Watson stat	2.038521	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.921655	Prob. F(1,125)	0.3389
Obs*R-squared	1.039337	Prob. Chi-Square(1)	0.3080

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.493715	Prob. F(2,124)	0.6115
Obs*R-squared	1.121833	Prob. Chi-Square(2)	0.5707

Από τη στιγμή που το τελευταίο lag δεν είναι στατιστικά σημαντικό και δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα, επανεκτιμούμε την παλινδρόμηση κάθε φορά απαλοφοντάς το, καταλήγοντας στην παρακάτω μορφή:

Dependent Variable: D(INPUT)

Method: Least Squares

Date: 05/04/13 Time: 12:38

Sample (adjusted): 2000M04 2012M12

Included observations: 153 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.322401	1.232050	3.508300	0.0006
@TREND(2000M0				
1)	0.021272	0.006249	3.404254	0.0009
INPUT(-1)	-0.055581	0.016209	-3.429027	0.0008
D(INPUT(-1))	0.458364	0.078324	5.852184	0.0000
D(INPUT(-2))	0.206860	0.080938	2.555799	0.0116
R-squared	0.362640	Mean dependent var	0.358795	
Adjusted R-squared	0.345414	S.D. dependent var	0.821574	
S.E. of regression	0.664707	Akaike info criterion	2.053193	
Sum squared resid	65.39163	Schwarz criterion	2.152227	
Log likelihood	-152.0693	Hannan-Quinn criter.	2.093422	
F-statistic	21.05193	Durbin-Watson stat	1.982051	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.262310	Prob. F(1,147)	0.6093
Obs*R-squared	0.272530	Prob. Chi-Square(1)	0.6016

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.992364	Prob. F(2,146)	0.3732
Obs*R-squared	2.051991	Prob. Chi-Square(2)	0.3584

Η στατιστική $DF |-3,429027|$ είναι μικρότερη από την κριτική τιμή σε επίπεδο 5% & 10%. Άρα, οι ενδείξεις είναι ότι δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση περί μη στασιμότητας $H_0: \rho=1$.

Στη συνέχεια εξετάζουμε αν η γραμμική τάση είναι περιττή στο προς εκτίμηση υπόδειγμα. Προς τούτο ελέγχουμε την από κοινού υπόθεση $H_0: \rho-1=\gamma=0$ με τη στατιστική Φ_3 :

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	5.901421	(2, 148)	0.0034
Chi-square	11.80284	2	0.0027

Η τιμή που προκύπτει (5,901421) είναι μικρότερη από την κριτική τιμή των πινάκων σε επίπεδο σημαντικότητας 5% (6,49), αλλά και σε επίπεδο 1% (8,73). Αυτό σημαίνει ότι δεν μπορεί να απορριφθεί η μηδενική υπόθεση και άρα τα ευρήματα αυτά παρέχουν ισχυρές ενδείξεις ότι η γραμμική τάση είναι περιττή στο εκτιμώμενο υπόδειγμα. Επομένως, εκτιμούμε το παρακάτω υπόδειγμα χωρίς την παρουσία γραμμικής τάσης:

Dependent Variable: D(INPUT)
Method: Least Squares
Date: 05/04/13 Time: 12:46
Sample (adjusted): 2001M03 2012M12
Included observations: 142 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.232379	0.391907	0.592943	0.5543
INPUT(-1)	-0.000137	0.003714	-0.036784	0.9707
D(INPUT(-1))	0.482591	0.085186	5.665169	0.0000
D(INPUT(-2))	0.190751	0.094949	2.008992	0.0467
D(INPUT(-3))	-0.111837	0.097829	-1.143188	0.2551
D(INPUT(-4))	0.048469	0.098997	0.489601	0.6253
D(INPUT(-5))	-0.089546	0.100050	-0.895012	0.3725
D(INPUT(-6))	0.097307	0.100755	0.965779	0.3360
D(INPUT(-7))	-0.005687	0.103302	-0.055050	0.9562
D(INPUT(-8))	-0.098479	0.103002	-0.956089	0.3408

D(INPUT(-9))	0.068818	0.103176	0.666993	0.5060
D(INPUT(-10))	-0.062020	0.103896	-0.596944	0.5516
D(INPUT(-11))	0.031703	0.104165	0.304356	0.7614
D(INPUT(-12))	0.112774	0.104732	1.076790	0.2836
D(INPUT(-13))	-0.264407	0.092178	-2.868452	0.0048
<hr/>				
R-squared	0.387827	Mean dependent var	0.366824	
Adjusted R-squared	0.320343	S.D. dependent var	0.835953	
S.E. of regression	0.689170	Akaike info criterion	2.192970	
Sum squared resid	60.31933	Schwarz criterion	2.505205	
Log likelihood	-140.7009	Hannan-Quinn criter.	2.319850	
F-statistic	5.746979	Durbin-Watson stat	2.071366	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.125925	Prob. F(1,126)	0.1473
Obs*R-squared	2.356130	Prob. Chi-Square(1)	0.1248

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.105253	Prob. F(2,125)	0.3343
Obs*R-squared	2.467499	Prob. Chi-Square(2)	0.2912

Null Hypothesis: INPUT has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 13 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.036784	0.9528
Test critical values: 1% level	-3.476805	
5% level	-2.881830	
10% level	-2.577668	

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

Το τελευταίο (13^ο) lag είναι στατιστικά σημαντικό και απορρίπτεται η υπόθεση της αυτοσυσχέτισης 1^{ης} ή 2^{ης} τάξης στα σφάλματα.

Τα κριτήρια AIC, HQ υποδεικνύουν 2 lag, ενώ το κριτήριο SIC 1 lag.

Null Hypothesis: INPUT has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.446881	0.8968
Test critical values: 1% level	-3.473382	
5% level	-2.880336	
10% level	-2.576871	

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

Null Hypothesis: INPUT has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.280260	0.9238
Test critical values: 1% level	-3.473096	
5% level	-2.880211	
10% level	-2.576805	

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

Null Hypothesis: INPUT has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 2 (Automatic based on HQ, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.446881	0.8968
Test critical values: 1% level	-3.473382	
5% level	-2.880336	
10% level	-2.576871	

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

Dependent Variable: D(INPUT)
 Method: Least Squares
 Date: 05/04/13 Time: 13:07
 Sample (adjusted): 2000M04 2012M12
 Included observations: 153 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.288691	0.349358	0.826347	0.4099

INPUT(-1)	-0.001464	0.003276	-0.446881	0.6556
D(INPUT(-1))	0.466961	0.081017	5.763760	0.0000
D(INPUT(-2))	0.150158	0.081971	1.831834	0.0690
R-squared	0.312732	Mean dependent var	0.358795	
Adjusted R-squared	0.298894	S.D. dependent var	0.821574	
S.E. of regression	0.687921	Akaike info criterion	2.115510	
Sum squared resid	70.51203	Schwarz criterion	2.194737	
Log likelihood	-157.8365	Hannan-Quinn criter.	2.147694	
F-statistic	22.60014	Durbin-Watson stat	1.966909	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.618743	Prob. F(1,148)	0.2053
Obs*R-squared	1.655325	Prob. Chi-Square(1)	0.1982

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.901446	Prob. F(2,147)	0.4082
Obs*R-squared	1.853744	Prob. Chi-Square(2)	0.3958

Απορρίπτεται και στο υπόδειγμα με 2 lags η υπόθεση της αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα.

Σε κάθε περίπτωση η τιμή της στατιστικής DF είναι πολύ μικρή και άρα δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση περί μη στασιμότητας $H_0: \rho=1$.

Στη συνέχεια εξετάζουμε αν ο σταθερός όρος είναι περιττός στο προς εκτίμηση υπόδειγμα. Προς τούτο ελέγχουμε την από κοινού υπόθεση $H_0: \rho-1=\mu=0$ με τη στατιστική Φ_1 :

Περίπτωση με 2 lags:

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	2.435081	(2, 149)	0.0911
Chi-square	4.870163	2	0.0876

Περίπτωση με 13 lags:

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	3.855289	(2, 127)	0.0237
Chi-square	7.710577	2	0.0212

Η στατιστική F είναι και στις δύο περιπτώσεις μικρότερη από την κριτική τιμή των πινάκων σε όλα τα επίπεδα, οπότε οδηγούμαστε στο συμπέρασμα ότι $\rho-1=\mu=0$.

Τέλος, εκτιμούμε την εξίσωση των Dickey-Fuller χωρίς σταθερό όρο και χωρίς τάση ως ερμηνευτική μεταβλητή.

Παλινδρόμηση με 13 lags:

Dependent Variable: D(INPUT)
 Method: Least Squares
 Date: 05/04/13 Time: 13:19
 Sample (adjusted): 2001M03 2012M12
 Included observations: 142 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INPUT(-1)	0.002021	0.000743	2.719644	0.0074
D(INPUT(-1))	0.484551	0.084906	5.706925	0.0000
D(INPUT(-2))	0.188385	0.094624	1.990876	0.0486
D(INPUT(-3))	-0.113750	0.097528	-1.166341	0.2456
D(INPUT(-4))	0.046267	0.098677	0.468872	0.6400
D(INPUT(-5))	-0.090164	0.099791	-0.903527	0.3679
D(INPUT(-6))	0.098297	0.100485	0.978224	0.3298
D(INPUT(-7))	-0.007034	0.103015	-0.068280	0.9457
D(INPUT(-8))	-0.099859	0.102715	-0.972194	0.3328
D(INPUT(-9))	0.067298	0.102883	0.654120	0.5142
D(INPUT(-10))	-0.062849	0.103623	-0.606514	0.5452
D(INPUT(-11))	0.030153	0.103868	0.290300	0.7721
D(INPUT(-12))	0.112208	0.104462	1.074149	0.2848
D(INPUT(-13))	-0.267182	0.091825	-2.909668	0.0043
R-squared	0.386132	Mean dependent var	0.366824	
Adjusted R-squared	0.323786	S.D. dependent var	0.835953	
S.E. of regression	0.687422	Akaike info criterion	2.181650	
Sum squared resid	60.48631	Schwarz criterion	2.473070	
Log likelihood	-140.8972	Hannan-Quinn criter.	2.300071	
Durbin-Watson stat	2.074639			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.237179	Prob. F(1,127)	0.1372
Obs*R-squared	2.449721	Prob. Chi-Square(1)	0.1175

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.161745	Prob. F(2,126)	0.3163
Obs*R-squared	2.562741	Prob. Chi-Square(2)	0.2777

Null Hypothesis: INPUT has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 13 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	2.719644	0.9984
Test critical values: 1% level	-2.581349	
5% level	-1.943090	
10% level	-1.615220	

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

Απορρίπτεται στο υπόδειγμα με 13 lags η υπόθεση της αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα και σε κάθε περίπτωση προκύπτει από την τιμή της στατιστικής DF ότι δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση περί μη στασιμότητας $H_0: \rho=1$.

Τα κριτήρια AIC & HQ προτείνουν 2 lag, ενώ το SIC 1 lag:

Null Hypothesis: INPUT has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	2.048459	0.9904
Test critical values: 1% level	-2.580164	
5% level	-1.942924	
10% level	-1.615325	

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

Null Hypothesis: INPUT has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	2.556243	0.9975
Test critical values: 1% level	-2.580065	
5% level	-1.942910	
10% level	-1.615334	

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

Null Hypothesis: INPUT has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 2 (Automatic based on HQ, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	2.048459	0.9904
Test critical values: 1% level	-2.580164	
5% level	-1.942924	
10% level	-1.615325	

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

Dependent Variable: D(INPUT)
 Method: Least Squares
 Date: 05/04/13 Time: 13:29
 Sample (adjusted): 2000M04 2012M12
 Included observations: 153 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INPUT(-1)	0.001199	0.000586	2.048459	0.0423
D(INPUT(-1))	0.468475	0.080910	5.790047	0.0000
D(INPUT(-2))	0.146703	0.081778	1.793920	0.0748
R-squared	0.309582	Mean dependent var		0.358795
Adjusted R-squared	0.300377	S.D. dependent var		0.821574
S.E. of regression	0.687193	Akaike info criterion		2.107011
Sum squared resid	70.83518	Schwarz criterion		2.166431
Log likelihood	-158.1863	Hannan-Quinn criter.		2.131148
Durbin-Watson stat	1.966979			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.782491	Prob. F(1,149)	0.1839
Obs*R-squared	1.791224	Prob. Chi-Square(1)	0.1808

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.013497	Prob. F(2,148)	0.3655
Obs*R-squared	2.049710	Prob. Chi-Square(2)	0.3588

Απορρίπτεται και στο υπόδειγμα με 2 lags η υπόθεση της αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα και σε κάθε περίπτωση προκύπτει από την τιμή της στατιστικής DF ότι δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση περί μη στασιμότητας $H_0: \rho=1$.

7B) Έλεγχος Dickey-Fuller - INPUT 1st difference

Για την επιλογή κατάλληλου αριθμού χρονικών υστερήσεων χρησιμοποιούμε αρχικά τα κριτήρια AIC, SIC & HQ.

Null Hypothesis: D(INPUT) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.977161	0.0004
Test critical values: 1% level	-4.019151	
5% level	-3.439461	
10% level	-3.144113	

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

Null Hypothesis: D(INPUT) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.657840	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.018748	
5% level	-3.439267	
10% level	-3.143999	

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

Null Hypothesis: D(INPUT) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic based on HQ, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.977161	0.0004
Test critical values: 1% level	-4.019151	
5% level	-3.439461	
10% level	-3.144113	

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

Dependent Variable: D(INPUT,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/04/13 Time: 13:52
 Sample (adjusted): 2000M04 2012M12
 Included observations: 153 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.115164	0.115985	0.992926	0.3224
@TREND(2000M0 1)	0.000258	0.001264	0.203984	0.8386
D(INPUT(-1))	-0.388016	0.077959	-4.977161	0.0000
D(INPUT(-1),2)	-0.145892	0.081761	-1.784361	0.0764
R-squared	0.243183	Mean dependent var	-0.003969	
Adjusted R-squared	0.227945	S.D. dependent var	0.783330	
S.E. of regression	0.688286	Akaike info criterion	2.116570	
Sum squared resid	70.58683	Schwarz criterion	2.195797	
Log likelihood	-157.9176	Hannan-Quinn criter.	2.148754	
F-statistic	15.95904	Durbin-Watson stat	1.966896	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.770863	Prob. F(1,148)	0.1853
Obs*R-squared	1.809044	Prob. Chi-Square(1)	0.1786

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.996817	Prob. F(2,147)	0.3715
Obs*R-squared	2.047241	Prob. Chi-Square(2)	0.3593

Στο υπόδειγμα με 1 lag γίνεται δεκτή η υπόθεση της μη αυτοσυσχέτισης των σφαλμάτων.

Null Hypothesis: D(INPUT) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 13 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.498660	0.0022
Test critical values: 1% level	-4.024452	
5% level	-3.442006	
10% level	-3.145608	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(INPUT,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/04/13 Time: 13:37
 Sample (adjusted): 2001M04 2012M12
 Included observations: 141 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(INPUT(-1))	-0.701127	0.155852	-4.498660	0.0000
D(INPUT(-1),2)	0.146467	0.150251	0.974816	0.3315
D(INPUT(-2),2)	0.349051	0.146783	2.378016	0.0189
D(INPUT(-3),2)	0.239742	0.143203	1.674147	0.0966
D(INPUT(-4),2)	0.280716	0.137100	2.047530	0.0427
D(INPUT(-5),2)	0.192914	0.133034	1.450112	0.1495
D(INPUT(-6),2)	0.290170	0.129321	2.243807	0.0266
D(INPUT(-7),2)	0.276315	0.124538	2.218714	0.0283
D(INPUT(-8),2)	0.191154	0.121031	1.579389	0.1168
D(INPUT(-9),2)	0.238406	0.113635	2.098000	0.0379
D(INPUT(-10),2)	0.186772	0.110569	1.689192	0.0937
D(INPUT(-11),2)	0.208957	0.104543	1.998767	0.0478
D(INPUT(-12),2)	0.337326	0.100784	3.347004	0.0011
D(INPUT(-13),2)	0.159057	0.094536	1.682502	0.0950
C	0.198396	0.139438	1.422830	0.1573
@TREND(2000M0 1)	0.000672	0.001439	0.466594	0.6416
R-squared	0.326128	Mean dependent var	-0.002406	
Adjusted R-squared	0.245264	S.D. dependent var	0.790264	
S.E. of regression	0.686546	Akaike info criterion	2.192218	
Sum squared resid	58.91820	Schwarz criterion	2.526829	
Log likelihood	-138.5513	Hannan-Quinn criter.	2.328192	
F-statistic	4.033015	Durbin-Watson stat	2.003283	
Prob(F-statistic)	0.000006			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.023319	Prob. F(1,124)	0.8789
Obs*R-squared	0.026511	Prob. Chi-Square(1)	0.8707

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.056222	Prob. F(2,123)	0.9454
Obs*R-squared	0.128783	Prob. Chi-Square(2)	0.9376

Αφαιρούμε το 13^ο lag, καθώς η τιμή του συντελεστή του δεν είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο σημαντικότητας 5% και επίσης γίνεται δεκτή η υπόθεση της μη αυτοσυσχέτισης στα σφάλματα.

Εκτιμούμε την παλινδρόμηση με 12 lags:

Method: Least Squares

Date: 05/04/13 Time: 13:40

Sample (adjusted): 2001M03 2012M12

Included observations: 142 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.175678	0.137561	1.277091	0.2039
@TREND(2000M0				
1)	0.000539	0.001429	0.377067	0.7068
D(INPUT(-1))	-0.609157	0.146427	-4.160149	0.0001
D(INPUT(-1),2)	0.091668	0.146759	0.624613	0.5333
D(INPUT(-2),2)	0.280552	0.141267	1.985963	0.0492
D(INPUT(-3),2)	0.167848	0.136674	1.228092	0.2217
D(INPUT(-4),2)	0.214855	0.131584	1.632838	0.1050
D(INPUT(-5),2)	0.125218	0.127214	0.984306	0.3268
D(INPUT(-6),2)	0.223380	0.123360	1.810795	0.0725
D(INPUT(-7),2)	0.217083	0.119846	1.811355	0.0724
D(INPUT(-8),2)	0.117892	0.113284	1.040671	0.3000
D(INPUT(-9),2)	0.185639	0.109578	1.694127	0.0927
D(INPUT(-10),2)	0.123275	0.104264	1.182335	0.2393
D(INPUT(-11),2)	0.153921	0.099548	1.546196	0.1245
D(INPUT(-12),2)	0.266443	0.091845	2.901002	0.0044
R-squared	0.311945	Mean dependent var	-0.005022	
Adjusted R-squared	0.236096	S.D. dependent var	0.788073	
S.E. of regression	0.688788	Akaike info criterion	2.191862	
Sum squared resid	60.25252	Schwarz criterion	2.504097	
Log likelihood	-140.6222	Hannan-Quinn criter.	2.318742	

F-statistic	4.112734	Durbin-Watson stat	2.074341
Prob(F-statistic)	0.000007		

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.228989	Prob. F(1,126)	0.1379
Obs*R-squared	2.468369	Prob. Chi-Square(1)	0.1162

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.159815	Prob. F(2,125)	0.3169
Obs*R-squared	2.587091	Prob. Chi-Square(2)	0.2743

Η τιμή του συντελεστή του 12^{ου} lag είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο σημαντικότητας 5% και επίσης γίνεται δεκτή η υπόθεση της μη αυτοσυσχέτισης στα σφάλματα.

Null Hypothesis: D(INPUT) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 12 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.160149	0.0066
Test critical values: 1% level	-4.023975	
5% level	-3.441777	
10% level	-3.145474	

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

Σε κάθε περίπτωση (είτε σε υπόδειγμα με 2 lags είτε σε υπόδειγμα με 12 lags) η τιμή της στατιστικής DF μας οδηγεί στο συμπέρασμα ότι στις πρώτες διαφορές της μεταβλητής δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα σε όλα τα επίπεδα σημαντικότητας.

Ελέγχουμε, επίσης, την από κοινού υπόθεση $H_0: \rho-1=\gamma=0$, με τη στατιστική Φ_3 :

Περίπτωση με 12 lags:

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	8.678774	(2, 127)	0.0003
Chi-square	17.35755	2	0.0002

Περίπτωση με 1 lag:

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	12.40012	(2, 149)	0.0000
Chi-square	24.80023	2	0.0000

Η τιμή της στατιστικής F είναι μεγάλη και στις δύο περιπτώσεις και σε κάθε περίπτωση μεγαλύτερη από την κριτική τιμή των πινάκων της στατιστικής Φ_3 σε όλα τα επίπεδα σημαντικότητας, κάτι που μας οδηγεί στην απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης. Από τα παραπάνω συμπεραίνουμε ότι δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα και η διαδικασία ελέγχου τερματίζεται.

8A) Έλεγχος Phillips – Perron - Input levels

Null Hypothesis: INPUT has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 7 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.646860	0.2604
Test critical values: 1% level	-4.018349	
5% level	-3.439075	
10% level	-3.143887	

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

Αποδοχή H_0 (περί μη στασιμότητας) σε επίπεδο 1%, 5% και 10%

Null Hypothesis: INPUT has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 7 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.189423	0.9360
Test critical values: 1% level	-3.472813	
5% level	-2.880088	
10% level	-2.576739	

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

Αποδοχή H_0 (περί μη στασιμότητας) σε επίπεδο 1%, 5% και 10%

Null Hypothesis: INPUT has a unit root

Exogenous: None

Bandwidth: 7 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	3.098475	0.9995
Test critical values: 1% level	-2.579967	
5% level	-1.942896	
10% level	-1.615342	

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

Αποδοχή H_0 (περί μη στασιμότητας) σε επίπεδο 1%, 5% και 10%

8B) Έλεγχος Phillips – Perron 1st difference

Null Hypothesis: D(INPUT) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 4 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-6.749470	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.018748	
5% level	-3.439267	
10% level	-3.143999	

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

Απόρριψη H_0 (περί μη στασιμότητας) σε επίπεδο 1%, 5% και 10%

Null Hypothesis: D(INPUT) has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 4 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-6.763606	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.473096	
5% level	-2.880211	
10% level	-2.576805	

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

Απόρριψη H_0 (περί μη στασιμότητας) σε επίπεδο 1%, 5% και 10%

Null Hypothesis: D(INPUT) has a unit root
Exogenous: None
Bandwidth: 5 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-6.064324	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.580065	
5% level	-1.942910	
10% level	-1.615334	

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

Απόρριψη H_0 (περί μη στασιμότητας) σε επίπεδο 1%, 5% και 10%

9A) Έλεγχος Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin - Input levels

Null Hypothesis: INPUT is stationary

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 10 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.070410
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Αποδοχή της H_0 (περί στασιμότητας) σε όλα τα επίπεδα.

Null Hypothesis: INPUT is stationary

Exogenous: Constant

Bandwidth: 10 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	1.486400
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Απόρριψη H_0 (περί στασιμότητας) σε όλα τα επίπεδα.

9B) Έλεγχος Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin - Input 1st difference

Null Hypothesis: D(INPUT) is stationary
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 7 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.038249
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Αποδοχή της H_0 (περί στασιμότητας) σε όλα τα επίπεδα.

Null Hypothesis: D(INPUT) is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 7 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.049626
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Αποδοχή της H_0 (περί στασιμότητας) σε όλα τα επίπεδα.

- **Σύνοψη αποτελεσμάτων (επίπεδα σημαντικότητας στα οποία η μεταβλητή είναι στάσιμη)**

	ADF level	PP level	KPSS level	ADF 1 st difference	PP 1 st difference	KPSS 1 st difference
Trend & intercept	10%	0	1%, 5%, 10%	1%, 5%, 10%	1%, 5%, 10%	1%, 5%, 10%
Intercept	0	0	0	-	1%, 5%, 10%	1%, 5%, 10%
None	0	0	-	-	1%, 5%, 10%	-

Παράρτημα 2

1) VAR Lag order selection

Αρχικά επιλέγουμε τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων του VAR. Ελέγχουμε περίπτωση VAR με το σταθερό όρο ως εξωγενή μεταβλητή και περίπτωση χωρίς καμία εξωγενή μεταβλητή.

Και στις δύο περιπτώσεις τα κριτήρια FPE, AIC & LR υποδεικνύουν 13 lags, ενώ τα κριτήρια SIC και HQ υποδεικνύουν 2 lags.

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: FOOD OUTPUT INPUT

Exogenous variables: C

Date: 05/04/13 Time: 15:04

Sample: 2000M01 2012M12

Included observations: 143

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1464.159	NA	163745.9	20.51970	20.58186	20.54496
1	-863.5156	1167.684	41.73694	12.24497	12.49360	12.34601
2	-817.3295	87.85066	24.81606	11.72489	12.15999*	11.90169*
3	-809.5449	14.48030	25.25292	11.74189	12.36346	11.99447
4	-802.5576	12.70416	25.99530	11.77004	12.57809	12.09839
5	-790.0589	22.20056	24.78640	11.72110	12.71562	12.12523
6	-784.9901	8.790704	26.23764	11.77608	12.95708	12.25598
7	-776.1638	14.93680	26.37116	11.77851	13.14598	12.33419
8	-759.0949	28.16964	23.63949	11.66566	13.21960	12.29711
9	-752.2683	10.97985	24.47856	11.69606	13.43647	12.40328
10	-745.7773	10.16765	25.49520	11.73115	13.65804	12.51415
11	-735.0312	16.38222	25.05143	11.70673	13.82009	12.56550
12	-727.8531	10.64164	25.91147	11.73221	14.03204	12.66675
13	-709.5977	26.29806*	22.99054*	11.60276*	14.08907	12.61308

* 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

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: FOOD OUTPUT INPUT
 Exogenous variables:
 Date: 05/04/13 Time: 15:06
 Sample: 2000M01 2012M12
 Included observations: 143

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	-869.4113	NA	43.46085	12.28547	12.47195	12.36125
2	-826.0114	83.15794	26.86628	11.80436	12.17730*	11.95590*
3	-818.3866	14.28981	27.39766	11.82359	12.38301	12.05091
4	-813.3619	9.206105	28.98397	11.87919	12.62508	12.18228
5	-800.7116	22.64660	27.57273	11.82813	12.76050	12.20700
6	-795.1848	9.662308	28.99451	11.87671	12.99555	12.33135
7	-784.7793	17.75477	28.49817	11.85705	13.16236	12.38747
8	-766.5445	30.34893	25.12546	11.72789	13.21968	12.33408
9	-761.3730	8.390052	26.61746	11.78144	13.45970	12.46340
10	-756.8871	7.089676	28.50027	11.84457	13.70930	12.60231
11	-747.3101	14.73382	28.45344	11.83650	13.88771	12.67001
12	-737.6559	14.44751	28.41468	11.82736	14.06503	12.73664
13	-717.6797	29.05630*	24.59873*	11.67384*	14.09799	12.65890

* 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

Εφόσον τα περισσότερα κριτήρια προτείνουν 13 χρονικές υστερήσεις, το VAR που θα εκτιμηθεί θα είναι της παραπάνω μορφής.

	(columns)				
0	11.71690	11.71690	11.65855	11.65855	11.67000
1	11.69713	11.69585	11.65116	11.63801	11.63694*
2	11.71870	11.71510	11.66761	11.66045	11.66261
3	11.80255	11.75116	11.75116	11.71585	11.71585
<hr/>					
	Schwarz				
	Criteria by				
	Rank (rows)				
	and Model				
	(columns)				
0	14.15233*	14.15233*	14.15644	14.15644	14.23033
1	14.25746	14.27699	14.27393	14.28160	14.32217
2	14.40392	14.44196	14.41528	14.44976	14.47273
3	14.61267	14.62372	14.62372	14.65086	14.65086

Το κριτήριο Akaike προτείνει το υπόδειγμα 5 (υποθέτοντας τετραγωνική τάση, κάτι που μάλλον δεν είναι ρεαλιστικό στις οικονομικές χρονολογικές σειρές), ενώ το κριτήριο Schwarz προτείνει το πρώτο και το δεύτερο υπόδειγμα. Όπως όμως τονίστηκε, το πρώτο υπόδειγμα είναι αρκετά περιοριστικό και δεν έχει εφαρμογή στην πράξη. Οπότε, σαν κατάλληλο υπόδειγμα επιλέγουμε το δεύτερο.

3) Johansen cointegration test-statistics

Date: 05/04/13 Time: 15:29

Sample (adjusted): 2001M03 2012M12

Included observations: 142 after adjustments

Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)

Series: FOOD OUTPUT INPUT

Lags interval (in first differences): 1 to 13

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.112766	37.13573	35.19275	0.0305
At most 1	0.076269	20.14595	20.26184	0.0519
At most 2	0.060623	8.880420	9.164546	0.0566

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

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.112766	16.98977	22.29962	0.2336
At most 1	0.076269	11.26553	15.89210	0.2328
At most 2	0.060623	8.880420	9.164546	0.0566

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

Το trace-test απορρίπτει τη μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει κανένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης και αποδέχεται τη μηδενική υπόθεση ότι υπάρχει το πολύ ένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης (σε επίπεδο σημαντικότητας 5%), υποδεικνύοντας την ύπαρξη ενός διανύσματος.

Το Maximum – Eigenvalue test υποδεικνύει μηδέν διανύσματα συνολοκλήρωσης, κάνοντας δεκτή τη μηδενική υπόθεση.

(0.04005) (0.01458)

Το διάνυσμα συνολοκλήρωσης είναι της μορφής:

(-0,543644 FOOD 0,263676 OUTPUT 0,134417 INPUT 17,46931)

ή σε κανονικοποιημένη μορφή:

FOOD = 0,485015 OUTPUT + 0,247251 INPUT + 32,13371

5) VECM

Vector Error Correction Estimates

Date: 05/04/13 Time: 16:10

Sample (adjusted): 2001M03 2012M12

Included observations: 142 after adjustments

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

Cointegrating Eq:	CointEq1		
FOOD(-1)	1.000000		
OUTPUT(-1)	-0.485015 (0.19699) [-2.46216]		
INPUT(-1)	-0.247251 (0.15279) [-1.61828]		
C	-32.13371 (6.13656) [-5.23644]		
Error Correction:	D(FOOD)	D(OUTPUT)	D(INPUT)
CointEq1	-0.107003 (0.04844) [-2.20915]	0.172884 (0.23471) [0.73659]	-0.068359 (0.02956) [-2.31283]
D(FOOD(-1))	0.117383 (0.09958) [1.17875]	0.840357 (0.48255) [1.74148]	-0.017293 (0.06077) [-0.28458]
D(FOOD(-2))	-0.159694 (0.09369) [-1.70449]	-0.014791 (0.45400) [-0.03258]	0.034638 (0.05717) [0.60586]
D(FOOD(-3))	0.043141 (0.09089) [0.47465]	0.608966 (0.44043) [1.38265]	-0.090832 (0.05546) [-1.63769]
D(FOOD(-4))	-0.173027 (0.09320) [-1.85657]	-0.053412 (0.45161) [-0.11827]	0.093973 (0.05687) [1.65240]
D(FOOD(-5))	-0.201455 (0.09536) [-2.11247]	0.149186 (0.46211) [0.32284]	0.024697 (0.05819) [0.42439]

D(FOOD(-6))	-0.158061 (0.09693) [-1.63060]	0.349110 (0.46972) [0.74323]	-0.031935 (0.05915) [-0.53988]
D(FOOD(-7))	-0.102652 (0.09539) [-1.07613]	0.448073 (0.46223) [0.96936]	-0.115917 (0.05821) [-1.99142]
D(FOOD(-8))	-0.102349 (0.09702) [-1.05492]	1.177422 (0.47014) [2.50440]	0.001373 (0.05920) [0.02320]
D(FOOD(-9))	-0.125504 (0.09639) [-1.30205]	-0.097632 (0.46708) [-0.20903]	-0.069589 (0.05882) [-1.18313]
D(FOOD(-10))	-0.117248 (0.09660) [-1.21377]	0.349516 (0.46809) [0.74669]	0.025471 (0.05895) [0.43211]
D(FOOD(-11))	0.014054 (0.09644) [0.14573]	0.802771 (0.46732) [1.71782]	-0.047720 (0.05885) [-0.81088]
D(FOOD(-12))	0.193076 (0.09479) [2.03681]	-0.857306 (0.45934) [-1.86637]	-0.083462 (0.05784) [-1.44287]
D(FOOD(-13))	0.042576 (0.09990) [0.42618]	0.620313 (0.48410) [1.28138]	0.054632 (0.06096) [0.89618]
D(OUTPUT(-1))	-0.046531 (0.02916) [-1.59599]	0.135679 (0.14128) [0.96037]	0.009652 (0.01779) [0.54252]
D(OUTPUT(-2))	-0.012731 (0.02631) [-0.48389]	-0.207082 (0.12749) [-1.62426]	-0.025388 (0.01605) [-1.58132]
D(OUTPUT(-3))	-0.020022 (0.02534) [-0.79020]	-0.380401 (0.12278) [-3.09826]	0.013338 (0.01546) [0.86265]
D(OUTPUT(-4))	-0.033606 (0.02499) [-1.34492]	-0.097051 (0.12108) [-0.80152]	0.001077 (0.01525) [0.07064]
D(OUTPUT(-5))	-0.008294 (0.02433)	-0.188597 (0.11789)	0.013721 (0.01485)

		[-0.34093]	[-1.59978]	[0.92422]
D(OUTPUT(-6))	0.000663 (0.02299) [0.02884]	-0.345520 (0.11139) [-3.10197]	0.009637 (0.01403) [0.68705]	
D(OUTPUT(-7))	0.002647 (0.02373) [0.11157]	-0.112404 (0.11497) [-0.97765]	0.004475 (0.01448) [0.30905]	
D(OUTPUT(-8))	0.006414 (0.02231) [0.28745]	-0.398286 (0.10812) [-3.68384]	0.006567 (0.01362) [0.48234]	
D(OUTPUT(-9))	-0.001530 (0.02251) [-0.06800]	-0.146439 (0.10906) [-1.34278]	0.022864 (0.01373) [1.66483]	
D(OUTPUT(-10))	0.005335 (0.02206) [0.24180]	-0.326032 (0.10692) [-3.04940]	0.024294 (0.01346) [1.80437]	
D(OUTPUT(-11))	0.002236 (0.02117) [0.10564]	-0.166500 (0.10257) [-1.62331]	0.022167 (0.01292) [1.71617]	
D(OUTPUT(-12))	0.015807 (0.02115) [0.74730]	0.279406 (0.10250) [2.72603]	0.006526 (0.01291) [0.50562]	
D(OUTPUT(-13))	0.004546 (0.02211) [0.20564]	-0.341069 (0.10712) [-3.18397]	-0.002674 (0.01349) [-0.19825]	
D(INPUT(-1))	0.106240 (0.16634) [0.63867]	0.647243 (0.80606) [0.80297]	0.380035 (0.10151) [3.74397]	
D(INPUT(-2))	-0.098182 (0.16804) [-0.58429]	1.476138 (0.81426) [1.81287]	0.186656 (0.10254) [1.82036]	
D(INPUT(-3))	-0.133415 (0.17074) [-0.78137]	-1.203801 (0.82738) [-1.45495]	-0.129579 (0.10419) [-1.24367]	
D(INPUT(-4))	-0.100560 (0.17141) [-0.58667]	-0.266585 (0.83060) [-0.32096]	0.048764 (0.10460) [0.46621]	

D(INPUT(-5))	-0.155311 (0.17141) [-0.90606]	-0.136151 (0.83063) [-0.16391]	-0.180470 (0.10460) [-1.72534]
D(INPUT(-6))	0.188443 (0.17641) [1.06818]	0.324500 (0.85486) [0.37959]	0.068957 (0.10765) [0.64056]
D(INPUT(-7))	0.206485 (0.17598) [1.17333]	1.352365 (0.85276) [1.58586]	0.003512 (0.10739) [0.03270]
D(INPUT(-8))	-0.184094 (0.17664) [-1.04221]	-0.638268 (0.85594) [-0.74569]	-0.046375 (0.10779) [-0.43025]
D(INPUT(-9))	-0.088299 (0.17648) [-0.50034]	0.784729 (0.85515) [0.91765]	0.056249 (0.10769) [0.52233]
D(INPUT(-10))	-0.097249 (0.17727) [-0.54858]	0.870994 (0.85902) [1.01394]	-0.089605 (0.10817) [-0.82834]
D(INPUT(-11))	0.095040 (0.17783) [0.53445]	-1.678219 (0.86171) [-1.94754]	-0.114310 (0.10851) [-1.05341]
D(INPUT(-12))	-0.099913 (0.18137) [-0.55088]	-0.346308 (0.87888) [-0.39403]	0.069367 (0.11068) [0.62676]
D(INPUT(-13))	0.244359 (0.16584) [1.47349]	-0.222036 (0.80360) [-0.27630]	-0.120794 (0.10120) [-1.19366]
R-squared	0.474935	0.598359	0.565506
Adj. R-squared	0.274174	0.444790	0.399376
Sum sq. resids	114.9737	2699.724	42.81206
S.E. equation	1.061694	5.144695	0.647863
F-statistic	2.365680	3.896363	3.403996
Log likelihood	-186.4995	-410.5898	-116.3598
Akaike AIC	3.190134	6.346335	2.202250
Schwarz SC	4.022761	7.178963	3.034877
Mean dependent	0.227301	0.357381	0.366824
S.D. dependent	1.246187	6.904483	0.835953
Determinant resid covariance (dof adj.)		11.33956	
Determinant resid covariance		4.202733	

Log likelihood	-706.4050
Akaike information criterion	11.69585
Schwarz criterion	14.27699

$$\Delta\text{FOOD} = -0,107 (\text{FOOD}_{t-1} - 0,485\text{OUTPUT}_{t-1} - 0,247\text{INPUT}_{t-1} - 32,134) + 0,117\Delta\text{FOOD}_{t-1} + \dots + 0,043\Delta\text{FOOD}_{t-13} - 0,047\Delta\text{OUTPUT}_{t-1} + \dots + 0,005\Delta\text{OUTPUT}_{t-13} + 0,106\Delta\text{INPUT}_{t-1} + \dots + 0,244\Delta\text{INPUT}_{t-13}$$

6) Αιτιότητα Granger

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 05/04/13 Time: 22:06

Sample: 2000M01 2012M12

Lags: 13

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
OUTPUT does not Granger Cause FOOD	143	0.85443	0.6023
FOOD does not Granger Cause OUTPUT		1.68629	0.0728
INPUT does not Granger Cause FOOD	143	1.37153	0.1836
FOOD does not Granger Cause INPUT		1.51189	0.1232
INPUT does not Granger Cause OUTPUT	143	1.64614	0.0824
OUTPUT does not Granger Cause INPUT		2.59576	0.0034

Η μηδενική υπόθεση ότι οι τιμές των εκροών δεν αιτιάζονται τις τιμές των ειδών διατροφής, γίνεται δεκτή, γιατί η τιμή της στατιστικής F είναι μικρότερη από την τιμή των πινάκων σε όλα τα επίπεδα σημαντικότητας.

Η μηδενική υπόθεση ότι οι τιμές ειδών διατροφής, δεν αιτιάζονται τις τιμές των εκροών γίνεται δεκτή, γιατί η τιμή της στατιστικής F είναι μικρότερη από την τιμή των πινάκων σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Απορρίπτεται όμως σε επίπεδο σημαντικότητας 10%.

Η μηδενική υπόθεση ότι οι τιμές των εισροών δεν αιτιάζονται τις τιμές των ειδών διατροφής, γίνεται δεκτή, γιατί η τιμή της στατιστικής F είναι μικρότερη από την τιμή των πινάκων σε όλα τα επίπεδα σημαντικότητας.

Η μηδενική υπόθεση ότι οι τιμές ειδών διατροφής, δεν αιτιάζονται τις τιμές των εισροών γίνεται δεκτή, γιατί η τιμή της στατιστικής F είναι μικρότερη από την τιμή των πινάκων σε σε όλα τα επίπεδα σημαντικότητας.

Η μηδενική υπόθεση ότι οι τιμές των εισροών, δεν αιτιάζονται τις τιμές των εκροών γίνεται δεκτή, γιατί η τιμή της στατιστικής F είναι μικρότερη από την τιμή των πινάκων σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Απορρίπτεται όμως σε επίπεδο σημαντικότητας 10%.

Η μηδενική υπόθεση ότι οι τιμές των εκροών δεν αιτιάζονται τις τιμές των εκροών, απορρίπτεται, γιατί η τιμή της στατιστικής F είναι μεγαλύτερη από την τιμή των πινάκων σε επίπεδο σημαντικότητας 5%.