

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΜΑΚΕΔΟΝΙΑΣ

ΤΜΗΜΑ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΕΠΙΣΤΗΜΩΝ

Διατμηματικό πρόγραμμα μεταπτυχιακών σπουδών στην Οικονομική Επιστήμη

**ΜΙΑ ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ ΤΩΝ ΔΙΕΘΝΩΝ ΤΙΜΩΝ
ΕΜΠΟΡΕΥΜΑΤΩΝ**

ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΗ ΔΙΑΤΡΙΒΗ:ΚΩΣΤΟΠΟΥΛΟΥ ΘΕΟΔΩΡΑ

ΕΠΙΒΛΕΠΩΝ ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ:ΦΟΥΝΤΑΣ ΣΤΥΛΙΑΝΟΣ

Διατριβή κατατεθείσα στο τμήμα Οικονομικών Επιστημών του

Πανεπιστημίου Μακεδονίας Θεσσαλονίκης

Φεβρουάριος 2019

Περίληψη

Η παρούσα εργασία πραγματεύεται το θέμα της σχέσης συνολοκλήρωσης δύο ομάδων. Η πρώτη είναι τα πολύτιμα μέταλλα δηλαδή χρυσός, ασήμι και πλατίνα. Η δεύτερη ομάδα είναι τα αγροτικά προϊόντα δηλαδή κακάο, βαμβάκι, όσπρια, ρύζι, ζάχαρη, καφές, σιτάρι. Συλλέχθηκαν μηνιαία δεδομένα για περισσότερη πληροφόρηση από το 1960-2018. Χρησιμοποιήθηκαν λογαριθμοποιημένες μεταβλητές ώστε να μειωθούν τυχόν διακυμάνσεις τους. Διεξήχθησαν έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας, έλεγχοι συνολοκλήρωσης. Κατόπιν εκτιμήθηκε το διανυσματικό μοντέλο του διορθωτικού σφάλματος, ώστε να αναδυθεί μαζί με τη μακροχρόνια και η βραχυχρόνια σχέση των μεταβλητών.

Πρόλογος

Θα ήθελα να ευχαριστήσω εκ βαθέως τον επιβλέποντα καθηγητή της διπλωματικής μου κύριο Φουντά Στυλιανό για τη συνεχή καθοδήγηση των βημάτων μου και την αμέριστη προσφορά του στην προσπάθειά μου. Η συγκεκριμένη διπλωματική εργασία αφιερώνεται στον άντρα μου Σωκράτη και στους συγγενείς μου, τους οποίους ευχαριστώ για την ψυχολογική στήριξη και την ανιδιοτελή αγάπη τους. Τέλος αφιερώνεται και σε όλους αυτούς που αγωνίζονται για ένα καλύτερο αύριο.

<<Πού θα πάμε; Θα νικήσουμε ποτέ; Σώπα! Οι πολεμιστές ποτέ δε ρωτούνε!>> Ν.Καζαντζάκης

Περιεχόμενα

1. Εισαγωγή.....	3
2. Βιβλιογραφική επισκόπηση.....	3
2.1 Αγροτικά προϊόντα	3
2.2 Πολύτιμα μέταλλα.....	4
3. Περιγραφή μεθοδολογιών.....	6
4. Γραφικές παραστάσεις των μεταβλητών.....	10
5. Μελέτη ιστογραμμάτων.....	20
6. Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας.....	25
6.1 Έλεγχος Augmented Dickey-Fuller.....	25
6.2 Έλεγχος Phillips-Perron.....	32
7. Έλεγχος καθορισμού υστερήσεων.....	40
8. Έλεγχος συνολοκλήρωσης Johansen.....	43
9. Υπόδειγμα διόρθωσης λαθών.....	50
10. Έλεγχος αιτιότητας κατά Granger.....	54
11. Αποτελέσματα εμπειρικής ανάλυσης.....	62
12. Επίλογος.....	64
13. Πηγές.....	65

1. Εισαγωγή

Πέρα από τις εκτιμήσεις προσφοράς και ζήτησης που επηρεάζουν την αλληλεξάρτηση των αγροτικών προϊόντων πρέπει να αναφερθούν οι εξωγενείς επιδράσεις και οι μακροοικονομικές διαταραχές. Επιπλέον, μακροπρόθεσμα, οι τεχνολογικές εξελίξεις και η αύξηση του πληθυσμού επηρεάζει επίσης τις αγροτικές τιμές. Οι σχέσεις συνοκλήρωσης μεταξύ των τιμών των πολύτιμων μετάλλων δεν είναι σταθερές με την πάροδο του χρόνου. Οι σχέσεις μεταξύ των τιμών τους επηρεάζονται έντονα από τις οικονομικές συνθήκες. Παρά την παγκόσμια ανάπτυξη στη ζήτηση για πολλά αγαθά, εξακολουθούν να υπάρχουν ορισμένες σημαντικές σχέσεις μεταξύ των πολύτιμων μετάλλων, τα οποία μοιράζονται το χαρακτηριστικό, ότι είναι ασφαλής διέξοδος σε περιόδους οικονομικής αναταραχής. Γενικά, δεν μπορεί να αμφισβητηθεί ότι υπάρχουν κοινές διακυμάνσεις μεταξύ των τιμών των πολύτιμων μετάλλων, παρά την αυξανόμενη ένταξή τους στις παραγωγικές διαδικασίες όπως βιομηχανία ή κοσμήματα. Σε δύσκολους καιρούς, οι επενδυτές μπορούν να αναζητήσουν με ασφάλεια τα πολύτιμα μέταλλα για την αποθήκευση της αξίας. Όσον αφορά τις οικονομικές επιπτώσεις, όταν ανιχνεύεται συνολική κλήρωση, των υπό εξέταση χρονοσειρών συνεπάγεται ότι οι ιδιοσυγκρασιακές διαταραχές θα διορθωθούν με την επίδραση ενός είδους ανατροφοδότησης. Αυτό το χαρακτηριστικό είναι πρωταρχικής σημασίας για τους καταναλωτές, τους παραγωγούς των εμπορευμάτων, τους διαχειριστές επενδύσεων και τους εμπόρους.

2.Βιβλιογραφική επισκόπηση

2.1.Αγροτικά προϊόντα

Οι συνδέσεις μεταξύ των αγροτικών προϊόντων μπορεί να δημιουργούνται μέσω υποκαταστασιμότητας ή μέσω συμπληρωματικότητας (Malliaris and Urrutia 1996). Για παράδειγμα το αλεύρι σόγιας όσο και το αλεύρι καλαμποκιού χρησιμοποιούνται για τη διατροφή των ζώων. Ενώ υπάρχει δυνατότητα υποκαταστασιμότητας μεταξύ των δύο υπάρχει και ένας βαθμός συμπληρωματικότητας. Η σόγια είναι υψηλή σε πρωτεΐνες, ενώ το καλαμπόκι είναι πλούσιο σε θρεπτικά συστατικά και βιταμίνες. Τα δύο αναμειγνύονται σε ορισμένες αναλογίες που καθορίζονται από οικονομικές και διατροφικές εκτιμήσεις. Οι Malliaris και Urrutia (1996) εξέτασαν τις σχέσεις μεταξύ της τιμής του καλαμποκιού, του σιταριού, της βρώμης, της σόγιας, σόγιας meal, σόγιας oil (CBOAT 1981-1991). Χρησιμοποίησαν ελέγχους συνολοκλήρωσης των οποίων τα εμπειρικά συμπεράσματα δείχνουν ύπαρξη σημαντικής μακροπρόθεσμης ποικίλης σχέσης μεταξύ προθεσμιακών συμβολαίων βασικών προϊόντων. Στη συνέχεια ο Dawson και ο White (2002) μελετούν τις αλληλεξαρτήσεις συμβολαίων μελλοντικής εκπλήρωσης όπως κριθαριού, κακάο, καφές, ζάχαρη, σιτάρι (1991-2000 LIFFE). Έπειτα από ελέγχους συνολοκλήρωσης κατά ζεύγη τιμών σε συνδυασμούς, οι συγγραφείς δεν μπόρεσαν να προσδιορίσουν μακροχρόνια σχέση συμπεριλαμβάνοντας και το ζεύγος κριθάρι-σιτάρι τα οποία θεωρούνται συναφή.

Οι Labys και Lord (1992) εξέτασαν την συνολοκλήρωση της κατανάλωσης και παραγωγής κακάο, καφέ, χαλκού, βαμβάκι, αραβοσίτου, σόγια, ζάχαρη και σιτάρι από το διάστημα 1960-1989. Τα

αποτελέσματα έδειξαν ότι υπάρχει μακροπρόθεσμη ισορροπία και ότι οι αποκλίσεις από αυτήν αντιπροσωπεύουν προσωρινές αποκλίσεις.

Ο Booth και ο Ciner (2001) διερευνούν κατά πόσο οι τιμές των συμβολαίων μελλοντικής εκπλήρωσης επί εμπορευμάτων που διαπραγματεύονται στο (TGE) - δηλ. καλαμπόκι, κόκκινος κόκκος, σόγια και ζάχαρη εξελίχθηκαν μαζί μακροπρόθεσμα κατά την περίοδο 1993-1998. Δεν μπόρεσαν να καταλήξουν υπέρ της παρουσίας συνολοκλήρωσης, εκτός από το ζεύγος τιμών καλαμποκιού και σόγιας.

Οι Bhar και Hamori (2006) έδειξαν ότι μεταξύ των εμπορευμάτων TGE μπορεί να βρεθεί μια συνολοκλήρωση αλλά όχι νωρίτερα κατά τη διάρκεια του 1990.

Συνδέσεις γεωργίας-ενέργειας

Ο Nazlioglu (2011) αξιολογεί ένα επίπεδο συνολοκλήρωσης μεταξύ των παγκόσμιων τιμών του πετρελαίου και των τιμών των γεωργικών βασικών προϊόντων (δηλ. Καλαμπόκι, σόγια και σιτάρι) κατά την περίοδο 1994-2010. Τα αποτελέσματα είναι διπλά. Πρώτον, οι τιμές του καλαμποκιού και της σόγιας δεν συγχωνεύονται με τις τιμές του πετρελαίου. Το εύρημα αυτό είναι σύμφωνο με την αυξανόμενη σημασία του καλαμποκιού και της σόγιας ως συνέπεια της σημαντικής επέκτασης των βιοκαυσίμων τα τελευταία χρόνια. Δεύτερον, απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των τιμών του σιταριού και του πετρελαίου. Ο Natanelon et al. (2011) αναπτύσσει μια ολοκληρωμένη μελέτη σχετικά με την αλληλεπίδραση μεταξύ αργού πετρελαίου συμβόλαια μελλοντικής εκπλήρωσης και κακάο, καφέ, καλαμπόκι, σόγια, σογιέλαιο, σιτάρι, ρύζι, σάκχαρο και χρυσό στο διάστημα 1989-2010. Τα αποτελέσματα δείχνουν ισχυρούς δεσμούς μεταξύ της τιμής του αργού πετρελαίου και των αγορών κακάο, σίτου και χρυσού. Ο καφές βρέθηκε επίσης να παρουσιάζει μια σχέση συνεργασίας με το αργό πετρέλαιο, μετά την ανάπτυξη των αγορών καφέ. Στην περίπτωση των σπόρων σόγιας, σογιέλαιου και καλαμποκιού, τα αποτελέσματα δείχνουν ότι η πολιτική για τα βιοκαύσιμα έχει περιορίσει τη σχέση τιμών μεταξύ των αγορών αυτών και των προθεσμιακών συμβάσεων αργού πετρελαίου.

2.2. Πολύτιμα μέταλλα

Η οικονομική κατάσταση μεταξύ του χρυσού και του ασημιού δεν είναι ξεκάθαρη, καθώς ο χρυσός και το ασήμι έχουν και τα δύο διακεκριμένες, σημαντικές εμπορικές χρήσεις για τις οποίες δεν υπάρχουν υποκατάστατα, πράγμα που υποδηλώνει ότι οι δύο αγορές πρέπει να διαχωριστούν. Εντούτοις, αλλού λειτουργούν ως αρκετά στενά υποκατάστατα, όπως για τους κοσμηματοπωλεία και ως επενδύσεις που χρησιμοποιούνται για τη μείωση ορισμένων ειδών κινδύνων στα χαρτοφυλάκια, ιδιαίτερα υψηλού κινδύνου. Υπάρχει ένα χαρακτηριστικό αυτών που καθιστά την σχέση τους ιδιαίτερα ενδιαφέρουσα. Δημιουργήθηκε η ευρέως γνωστή ως "φούσκα" στις τιμές του ασημιού, κατά την οποία τα αδέρφια Hunt προσπάθησαν να μονοπωλήσουν το διαθέσιμο ασήμι για κερδοσκοπία. Αυτό είχε σαν αποτέλεσμα οι επενδυτές που πωλούσαν βραχυπρόθεσμα να αντιμετωπίζουν δυσκολίες στην αγορά ασημιού για να παραδώσουν στο τέλος της σύμβασης. Όλο αυτό είχε σαν αποτέλεσμα να μεταβληθεί η τιμή του ασημιού. Ο χρυσός και το ασήμι έχουν ιστορικά θεωρηθεί ως στενά υποκατάστατα μεταξύ τους, και τα δύο είναι πολύτιμα μέταλλα που μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την επιστροφή του νομίσματος και τα δύο έχουν χρησιμοποιηθεί ως νόμισμα.

Ο Adrangi (2003), τεκμηρίωσε ότι τα μέταλλα αυτά μπορούν να διαδραματίσουν χρήσιμο ρόλο στη διαφοροποίηση του κινδύνου, αλλά και να είναι μια ελκυστική επένδυση από μόνα τους. Ως εκ τούτου, μπορεί κανείς να αναμένει ότι οι τιμές χρυσού και αργύρου μοιράζονται παρόμοια δυναμική. Το ασήμι είναι καλός

αγωγός ηλεκτρικής ενέργειας και έχει εκτεταμένη χρήση στην οπτική και τη φωτογραφία. Οι βιομηχανικές χρήσεις του χρυσού είναι λιγότερες, με το μεγαλύτερο μέρος της ζήτησης να προέρχεται από τις αγορές κοσμημάτων και οδοντοτεχνιών, καθώς επίσης και από τη ζήτηση από τις κεντρικές τράπεζες. Το παλλάδιο και η πλατίνα θεωρούνται ελκυστικά περιουσιακά στοιχεία για επενδύσεις χαρτοφυλακίου, ειδικά σε περιόδους αυξανόμενου πληθωρισμού και παγκόσμιας οικονομικής και πολιτικής αστάθειας. Οι διακυμάνσεις των τιμών τους φαίνεται να ακολουθούν προσεκτικά την πορεία των τιμών του χρυσού τις τελευταίες δύο δεκαετίες (Kearney και Lombra (2009)).

Ο χρυσός, το παλλάδιο και η πλατίνα μπορούν να ακολουθήσουν διαφορετικές διαδρομές τιμών κατά τη διάρκεια συγκεκριμένων χρονικών περιόδων. Ο χρυσός, το παλλάδιο και η πλατίνα μπορούν να ακολουθήσουν διαφορετικές διαδρομές τιμών κατά τη διάρκεια συγκεκριμένων χρονικών περιόδων. Οι αντίστοιχες βασικές τιμές τους μπορεί να διαφέρουν σημαντικά, καθώς η βιομηχανική χρήση καταλαμβάνει περίπου τα δύο τρίτα της συνολικής ζήτησης για παλλάδιο και πλατίνα. Ο χρυσός μπορεί επίσης να διαπραγματεύεται ανεξάρτητα ως καταφύγιο για αξία κατά τη διάρκεια περιόδων μεριδιούχων αγορών. Λόγω της σχετικής έλλειψης και της υψηλής οικονομικής τους αξίας, ο χρυσός, το ασήμι, το παλλάδιο και η πλατίνα θεωρούνται συνεπώς ως πολύτιμα μέταλλα σε αναλύσεις συνολοκλήρωσης. Ο Wahab (1994) εντόπισε για πρώτη φορά ένα είδος συνολοκλήρωσης μεταξύ χρυσού και ασημιού κατά την περίοδο 1982-1992. Οι Escríbano και Granger (1998) επιδιώκουν αυτή την ανάλυση με βάση μηνιαία στοιχεία κατά τη διάρκεια του 1971-1990 και προσδιορίζουν την επίδραση της μεγάλης "φούσκας" από το Σεπτέμβριο του 1979 έως το Μάρτιο του 1980. Ο Ciner (2001) εξετάζει τη μακροχρόνια σχέση μεταξύ των τιμών των χρυσών και ασημιού (TOCOM) κατά την περίοδο 1992-1998. Σε αντίθεση με προηγούμενες μελέτες, οι έλεγχοι συνολοκλήρωσης δεν υποστηρίζουν μια σταθερή μακροχρόνια σχέση μεταξύ των τιμών χρυσού και ασημιού στις προθεσμιακές αγορές.

Οι Lucey and Tully (2006) εξετάζουν τη δυναμική σχέση μεταξύ χρυσού και ασημιού κατά τη διάρκεια του 1978-2002. Οι συγγραφείς καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι η σταθερή σχέση μεταξύ χρυσού και αργύρου που βρέθηκε να επικρατεί ιστορικά φαίνεται ότι συνέχισε κατά τη διάρκεια της περιόδου δειγματοληψίας τους. Υπάρχουν επίσης σημαντικές περιόδους κατά τις οποίες η σχέση συνολοκλήρωσης εξασθενεί ή σπάει. Αυτό μπορεί να σημαίνει ότι τα αποτελέσματα του Ciner (2001) καθοδηγούνται από την υπό εξέταση περίοδο. Για τους διαχειριστές χαρτοφυλακίων και τους επενδυτές, το γενικό μήνυμα είναι ότι ενώ ο χρυσός και το ασήμι, γενικά, προσφέρουν λίγα πλεονεκτήματα διαφοροποίησης, όταν περιλαμβάνονται σε ένα χαρτοφυλάκιο, η σχέση αυτή δεν είναι σταθερή. Οι Kearney και Lombra (2009) επιχειρούν να εξηγήσουν τη συμπεριφορά των τιμών του χρυσού σε σχέση με τις τιμές της πλατίνας κατά την περίοδο 1985-2006. Δεν απορρίπτουν την μηδενική υπόθεση της μη συνολοκλήρωσης μεταξύ τιμών χρυσού και πλατίνας για ολόκληρη την περίοδο δειγματοληψίας. Ωστόσο, οι συγγραφείς εντοπίζουν ένα υπο-δείγμα από το 1996 έως το 2006, κατά το οποίο οι δύο χρονολογικές σειρές φαίνεται να συμπεριφέρονται διαφορετικά.

Οι Kearney και Lombra (2009) αποκαλύπτουν ότι οι προθεσμιακές πωλήσεις σχετίζονται αρνητικά με τις τιμές του χρυσού και τα σφάλματα ισορροπίας κατά τη διάρκεια αυτής της περιόδου. Ως εκ τούτου, η αύξηση των προθεσμιακών πωλήσεων τη δεκαετία του 1990 επηρέασε αρνητικά τις τιμές του χρυσού και με τον τρόπο αυτό αλλοίωσε την απόδοση του χρυσού, τη σχέση του με τις τιμές της πλατίνας και, κατ'επέκταση, άλλα περιουσιακά στοιχεία που θεωρούνται στενά υποκατάστατα.

Ο Tsuchiya (2010) διερευνά κατά πόσο το χρυσό, το αργύριο, το παλλάδιο, η πλατίνα TOCOM και οι τιμές των συμβολαίων μελλοντικής εκπλήρωσης κινούνται ανεξάρτητα μακροπρόθεσμα στην προσέγγιση συνολοκλήρωσης κατά την περίοδο 2002-2010. Ο συγγραφέας διαπιστώνει ότι οι τιμές των συμβολαίων μελλοντικής εκπλήρωσης χρυσού, παλλαδίου, πλατίνας και αργύρου κινούνται ανεξάρτητα, δηλαδή ότι δεν υπάρχει μακροχρόνια σχέση μεταξύ τους.

Οι Zhang and Wei (2010) αναλύουν την συνολοκλήρωση μεταξύ των αγορών αργού πετρελαίου και χρυσού, κατά την περίοδο 2000-2008. Πράγματι, οι συντάκτες παρατηρούν ότι οι τιμές αυτών των δύο βασικών

εμπορευμάτων δεν καθοδηγούνται εξ' ολοκλήρου από τα βασικά στοιχεία της ζήτησης και της προσφοράς, αλλά από τα οικονομικά χαρακτηριστικά των διεθνών αγορών βασικών προϊόντων και από τη στενή αλληλεπίδραση μεταξύ τους. Δείχνουν ότι μπορεί να προσδιοριστεί μια σημαντική σχέση συνεργασίας μεταξύ της τιμής του αργού πετρελαίου και του χρυσού, δηλαδή ότι υπάρχει μια μακροπρόθεσμη σχέση ισορροπίας που προκύπτει από το γεγονός ότι οι δύο αγορές τείνουν να επηρεάζονται από κοινούς παράγοντες (όπως το δολάριο ΗΠΑ συναλλαγματικές ισοτιμίες, οικονομικά θεμελιώδη μεγέθη, γεωπολιτικές εκδηλώσεις κ.λπ.). Είναι ενδιαφέρον ότι ο Zhang και ο Wei (2010) υποδηλώνουν επίσης ότι η αυξανόμενη τιμή του αργού πετρελαίου οδήγησε στην αύξηση της τιμής του χρυσού (αλλά όχι το αντίστροφο), γεγονός που υποδηλώνει ότι μεταξύ των αγορών βασικών προϊόντων ο ρόλος του αργού πετρελαίου ξεπερνά τον ρόλο του χρυσού.

3.Περιγραφή μεθοδολογιών

Έλεγχος στασιμότητας

Ο έλεγχος για την ύπαρξη συνολοκλήρωσης μεταξύ μεταβλητών προαπαιτεί τον έλεγχο της παρουσίας μοναδιαίας ρίζας (I(1)) σε κάθε χρονοσειρά. Με τον όρο μοναδιαία ρίζα νοείται κατά πόσο μία σειρά είναι στάσιμη στο μέσο και στη διακύμανσή της (I(0)) ή το αν θα πρέπει να εκφραστεί με την πρώτη διαφορά της, ώστε να μετατραπεί σε στάσιμη (I(1)). Αν και σήμερα υπάρχουν αρκετά μοντέλα για τον έλεγχο μοναδιαίας ρίζας (π.χ. KPSS, Phillips-Perron), ο πιο γνωστός και ευρέως διαδεδομένος είναι ο έλεγχος των Dickey & Fuller, ο οποίος εκφράζεται από μια εξίσωση με βάση το γεγονός ότι οι περισσότερες μακροοικονομικές χρονοσειρές είναι της μορφής AR(1). Δηλαδή μια χρονοσειρά Y_t μπορεί να εκφραστεί ως η πρώτη διαφορά της (Δ) σε σχέση με τα επίπεδα της (Y_t) με μια χρονική υστέρηση (AR(1)). Ο στοχαστικός όρος u περιλαμβάνει τα κατάλοιπα τα οποία έχουν σταθερή διακύμανση στο χρόνο και δεν συσχετίζονται μεταξύ τους (white noise). Η εξίσωση αυτή είναι της μορφής: $\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t$. Ωστόσο, μια χρονοσειρά έχει τον βηματισμό της (drift), ο οποίος εκφράζεται από τη σταθερά (α) αλλά έχει και την τάση της (t) η οποία μπορεί να είναι προσδιοριστική ή στοχαστική. Τυχόν ύπαρξη αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα μπορεί να ελεγχθεί από τη παρουσία της εξαρτημένης ως επεξηγηματική μεταβλητή με μία ή περισσότερες χρονικές υστερήσεις. Όταν υπάρχει αυτή η μεταβλητή στο δεξί μέρος της εξίσωσης τότε ονομάζεται προσαυξημένη εξίσωση των Dickey & Fuller (Augmented Dickey-Fuller, ADF). Η εξίσωση ADF διατυπώνεται ως εξής:

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta t + \delta_1 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta Y_{t-i} + u_t.$$

Οι υποθέσεις για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας είναι:

$$H_0 : \delta_1 = 0 \quad H_1 : \delta_1 < 0$$

Για τον έλεγχο της υπόθεσης χρησιμοποιούνται συνήθως οι κριτικές τιμές του MacKinnon (1996) και συγκρίνονται με τις εκτιμήσεις του ελέγχου t της μεταβλητής Y_{t-1} . Εάν οι κριτικές τιμές είναι μεγαλύτερες (περισσότερο αρνητικές) από την εκτίμηση t (π.χ. για $\alpha=5\%$), τότε απορρίπτεται η μηδενική και επομένως η

χρονοσειρά δεν είναι στάσιμη. Ο έλεγχος τότε επαναλαμβάνεται με την πρώτη διαφορά στις μεταβλητές της παραπάνω εξίσωσης. Εάν οι κριτικές τιμές είναι μικρότερες από την αντίστοιχη τιμή του στατιστικού ελέγχου t τότε δεν απορρίπτεται η μηδενική και η χρονοσειρά είναι στάσιμη στην πρώτη διαφορά της και επομένως χαρακτηρίζεται από μοναδιαία ρίζα ($I(1)$). Στη σπάνια περίπτωση που χρειαστεί να επαναληφθεί ο έλεγχος με τη δεύτερη διαφορά των δεδομένων και απορριφθεί η μηδενική υπόθεση, τότε η χρονοσειρά θεωρείται $I(2)$. Ας σημειωθεί ότι εάν αποδειχθεί στον αρχικό έλεγχο ότι η σειρά είναι στάσιμη, τότε η διερεύνηση των σχέσεων των μεταβλητών μπορεί να γίνει με την τεχνική της OLS.

Έλεγχος των Phillips – Perron

Το στατιστικό των Phillips – Perron ακολουθεί την ίδια ασυμπτωτική κατανομή με το στατιστικό των Dickey – Fuller, ισχύουν σχεδόν οι ίδιες κρίσιμες τιμές με αυτές που ισχύουν στους ελέγχους των Dickey – Fuller. Ενώ για τον έλεγχο των Dickey – Fuller βρίσκουμε τον κατάλληλο αριθμό των όρων για της διαφορές της εξαρτημένης μεταβλητής, στον έλεγχο των Phillips – Perron ορίζουμε υστέρηση p της διόρθωσης των Newey – West (1994) που αναφέρεται στον αριθμό των περιόδων της αυτοσυσχέτισης. Οι Phillips – Perron (PP) πρότειναν έναν έλεγχο ο οποίος βασίζεται στις εξισώσεις των Dickey – Fuller, αλλά και σε μία μη παραμετρική μέθοδο, ενώ λαμβάνει υπόψη τις αυτοσυσχετίσεις υψηλών τάξεων. Οι Phillips – Perron (1988) αντιμετωπίζουν το πρόβλημα της αυτοσυσχέτισης με τη διόρθωση του στατιστικού t του συντελεστή δ_2 της μεταβλητής X_{t-1} της εξίσωσης : $\Delta X_t = \delta_0 + \delta_1 t + \delta_2 X_{t-1} + e_t$. Στον έλεγχο των Phillips – Perron έχουμε μεγαλύτερη πιθανότητα να μη απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση για μοναδιαία ρίζα στη μεταβλητή που εξετάζουμε.

Διερεύνηση ύπαρξης μακροχρόνιας σχέσης

Εάν οι αρχικές χρονοσειρές των μεταβλητών δεν είναι στάσιμες και έχουν μοναδιαία ρίζα, μπορεί να υπάρχει συνολοκλήρωση (cointegration) μεταξύ τους, δηλαδή να υφίσταται ένας ή περισσότεροι γραμμικοί συνδυασμοί μεταξύ των, οι οποίοι παρουσιάζουν στασιμότητα. Αυτό σημαίνει ότι υπάρχει μεταξύ των μεταβλητών μια σταθερή μακροχρόνια σχέση ισορροπίας. Εάν οι μεταβλητές εμφανίζουν συνολοκλήρωση, τότε θα κινούνται διαχρονικά μαζί και η διαφορά που θα υπάρχει μεταξύ τους θα παρουσιάζει στασιμότητα. Σε οποιαδήποτε χρονική στιγμή η απόσταση μακριά από αυτή την ισορροπία αποκαλείται σφάλμα ισορροπίας. Επομένως, εάν η υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας δεν έχει απορριφτεί, μπορεί να διεξαχθεί ο έλεγχος για την ύπαρξη συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών. Ο έλεγχος αυτός πραγματοποιείται με την μέθοδο της μέγιστης πιθανοφάνειας του Johansen και αποσκοπεί στην ταυτοποίηση του βαθμού συνολοκλήρωσης (r). Εάν υπάρχουν k μεταβλητές $I(1)$, τότε ο μέγιστος αριθμός συνοκληρωμένων διανυσμάτων είναι $k-1$.

Η μηδενική υπόθεση εδώ ελέγχει την απουσία συνολοκλήρωσης ενάντι της εναλλακτικής υπόθεσης που ελέγχει την παρουσία συνολοκλήρωσης. Η μέθοδος του Johansen εξετάζει τη ύπαρξη συνολοκλήρωσης με τον έλεγχο της μέγιστης ιδιοτιμής (eigen value) και στον έλεγχο του ίχνους (trace). Η στατιστική της μέγιστης ιδιοτιμής ελέγχει τη μηδενική υπόθεση ότι ο αριθμός των συνοκληρωμένων διανυσμάτων είναι του μεγέθους r έναντι της εναλλακτικής ότι αυτός ο αριθμός είναι $r+1$. Η στατιστική του ίχνους ελέγχει τη μηδενική ότι $r=0$ (δεν υπάρχει συνολοκλήρωση) έναντι της εναλλακτικής ότι $r>0$ (υπάρχει ένα ή περισσότερα συνοκληρωμένα διανύσματα ανάλογα με τον αριθμό των μεταβλητών). Θα πρέπει να αναφερθεί ότι αυτοί οι δύο έλεγχοι μπορεί να δώσουν διαφορετικές εκτιμήσεις. Γενικότερα υπάρχει η τάση οι ερευνητές να ρίχνουν περισσότερο βάρος στα αποτελέσματα του ίχνους. Οι Cheung & Lai (1993) προτείνουν η επιλογή του αριθμού r να βασίζεται στη στατιστική του ίχνους, καθώς είναι περισσότερο ανθεκτική στην ασυμμετρία και στην κύρτωση των καταλοίπων από ότι η μέγιστη ιδιοτιμή. Επιπλέον, τα ευρήματα της έρευνας του Enders (2010) υποδεικνύουν ότι όταν οι δυο στατιστικές έχουν αντικρουόμενες εκτιμήσεις οι ερευνητές θα πρέπει να επιλέγουν τη στατιστική του ίχνους ως κριτήριο, καθώς πιο αξιόπιστη από την μέγιστη ιδιοτιμή.

Εκτίμηση του διανυσματικού μοντέλου διορθωτικού σφάλματος (VECM)

Η απόσταση του συστήματος από την ισορροπία σε οποιαδήποτε χρονική περίοδο καλείται σφάλμα ισορροπίας. Η ύπαρξη αυτής της απόστασης επιτρέπει την εκτίμηση της βραχυχρόνιας δυναμικής που υπάρχει στο σύστημα για να κατευθυνθεί (προσαρμοστεί) προς την ισορροπία μέσω των αποκαλούμενων μοντέλων διορθωτικού σφάλματος (error correction models). Το διανυσματικό μοντέλο διορθωτικού σφάλματος κατά Johansen εξάγει τόσο τη μακροχρόνια σχέση των μεταβλητών όσο και τη βραχυχρόνια.

Η μέθοδος του Johansen δίνει πέντε επιλογές, οι οποίες αφορούν τις παραδοχές σχετικά με τη παρουσία τάσης στις χρονοσειρές. Οι συχνότερα χρησιμοποιούμενες είναι η τρίτη και η τέταρτη επιλογή, καθώς οι περισσότερες μακροοικονομικές σειρές περιέχουν στην διαδικασία τους την τάση. Στην τρίτη επιλογή γίνεται η παραδοχή ότι οι αρχικές χρονοσειρές έχουν στοχαστική τάση και στην τέταρτη επιλογή ότι κάποιες από τις χρονοσειρές έχουν στάσιμη στάση.

4.Γραφικές παραστάσεις των μεταβλητών

Πολύτιμα μέταλλα



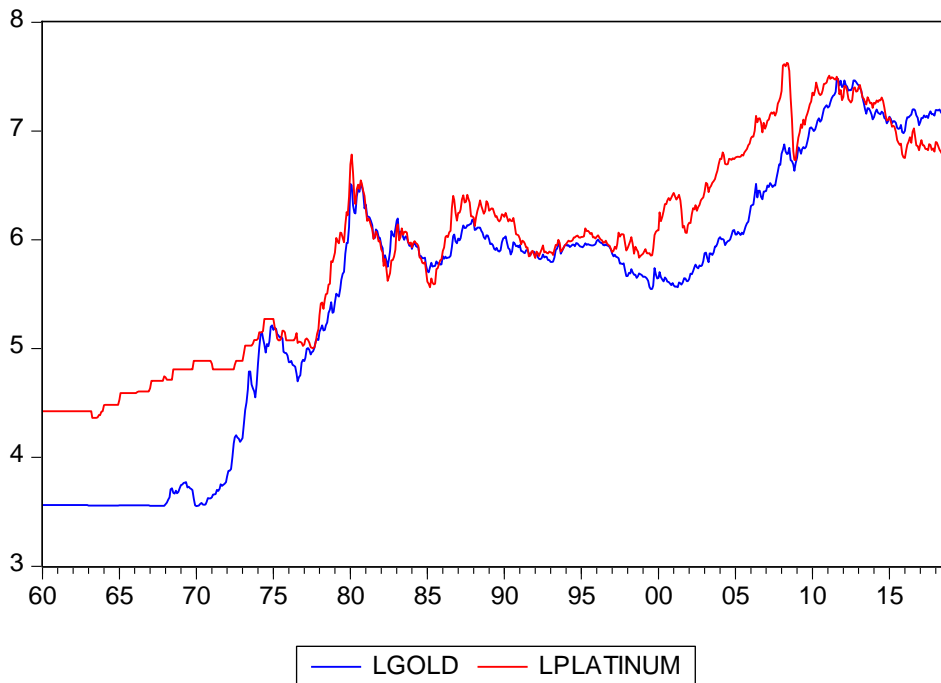
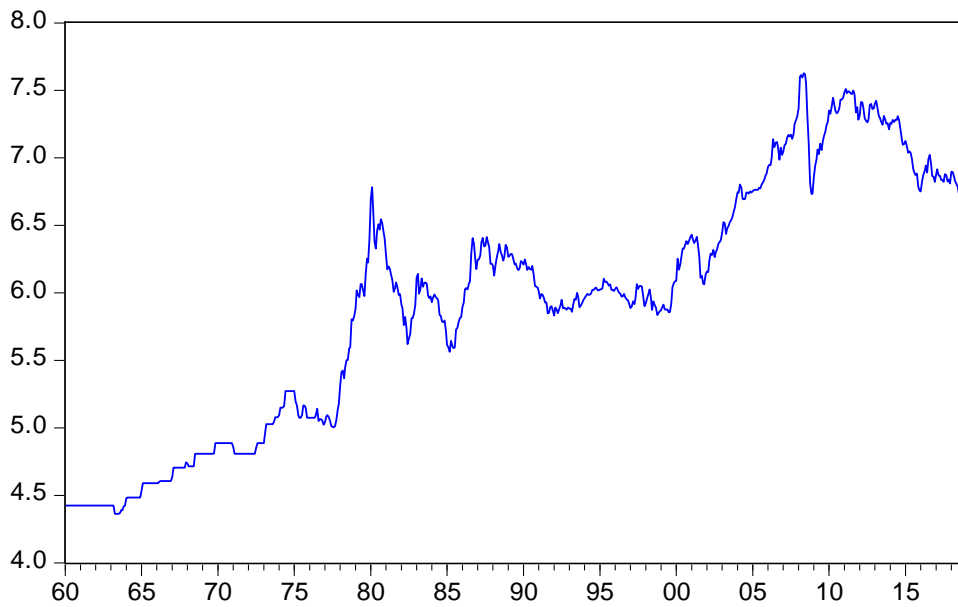
Από το 1962 μέχρι το 1980 παρατηρούμε κατά κύριο λόγο μεγάλη αυξητική τάση. Από το 1980 μέχρι το 1990 παρατηρούμε πτωτική πορεία. Από το 1990 έως το 2004 ακολουθείται μια σχετικά σταθερή και ομαλή πορεία με πολλές επαναλήψεις της καμπύλης γύρω από ένα σταθερό μέσο που θυμίζει στάσιμη σειρά. Από το 2005-2012 ακολουθείται μια ανοδική πορεία, ενώ από το 2012-2018 παρατηρείται πτωτική πορεία. Συμπερασματικά η μεταβλητή μας στο σύνολο της θα μπορούσε να χαρακτηριστεί μη στάσιμη.

LGOLD



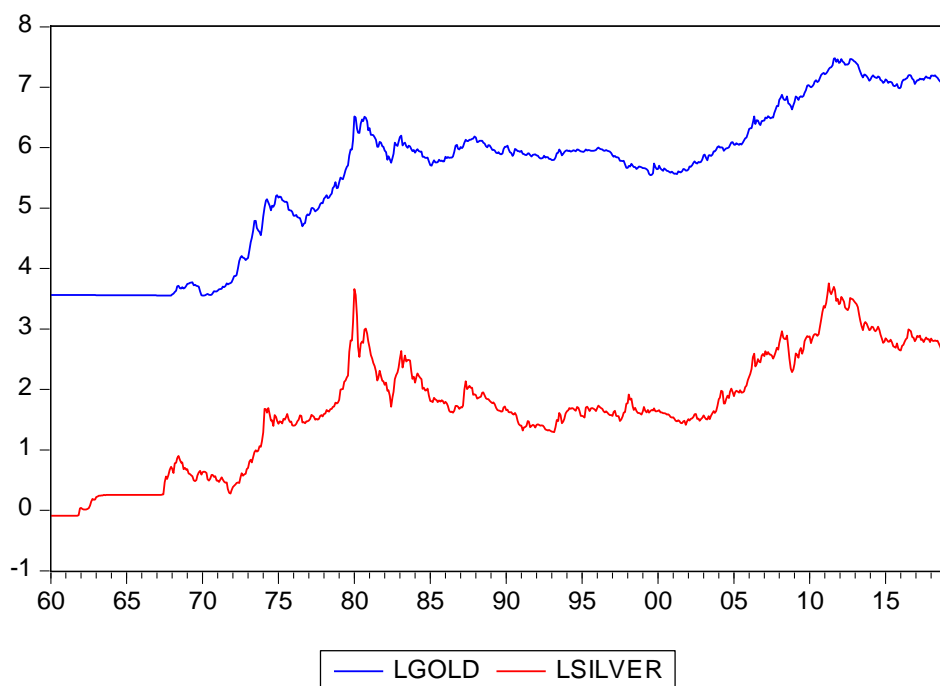
Το παραπάνω διάγραμμα αποτυπώνει την πορεία του χρυσού από το 1960 έως και το 2018. Από το 1960-1968 παρατηρείται σταθερή και ομαλή πορεία. Από το 1968 έως το 1985 παρατηρείται στο σύνολο της μεγάλη αυξητική τάση. Είναι εμφανές ότι το 1985 έως το έτος 2000 ο χρυσός δείχνει να χάνει την αξία του. Πιθανόν μετά την κατάρρευση του συστήματος BrettonWood το 1971 ο χρυσός να έχασε μεγάλο μέρος της ελκυστικότητάς του ως επενδυτικό στοιχείο. Από το 2000 και μετά η τιμή του αρχίζει να ανεβαίνει ραγδαία, γεγονός που αντικατοπτρίζει την προσοχή των επενδυτών σε αυτόν. Ο χρυσός από το 2000 έως το 2015 χρόνια δείχνει να είναι ένα από τα πλέον προτιμώμενα επενδυτικά μέσα, ειδικά κατά την διάρκεια οικονομικών και πολιτικών κρίσεων, δεδομένου ότι μπορεί εύκολα να ρευστοποιηθεί σε χρήματα. Από το 2015-2018 παρατηρούνται μικρές αυξομειώσεις. Η μεταβλητή στο σύνολο της θα μπορούσε να χαρακτηριστεί μη στάσιμη.

LPLATINUM



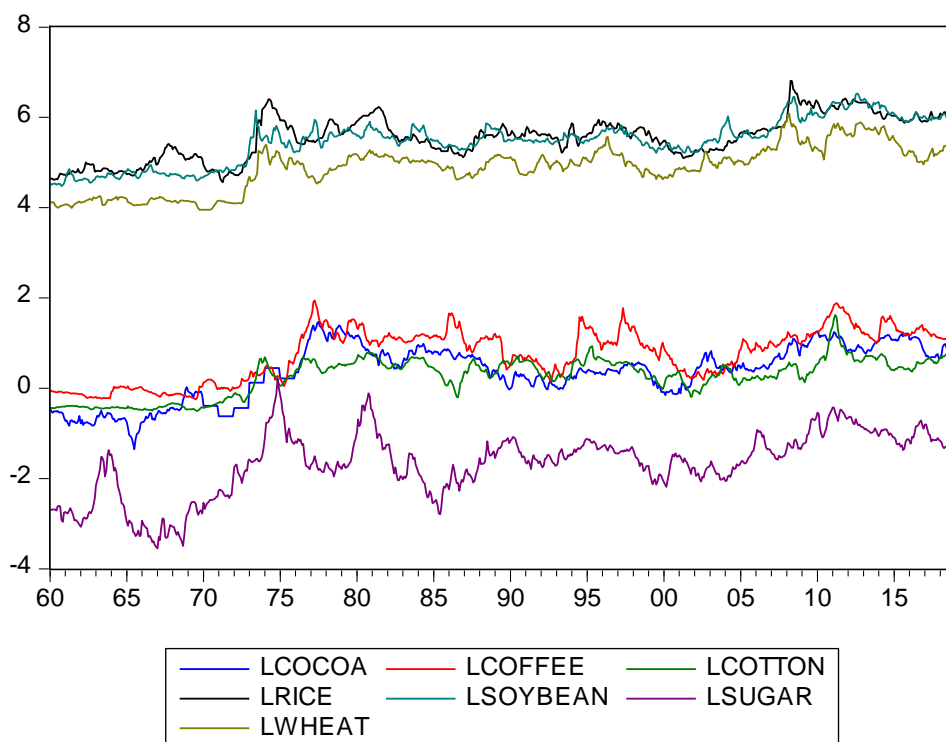
Οι δύο μεταβλητές παρουσιάζουν ανά χρονικά διαστήματα αυξητική ή πτωτική πορεία. Διακρίνουμε στο σύνολό τους έντονη μεταβλητότητα και καθώς δεν υπάρχουν συχνές επαναλήψεις γύρω από ένα σταθερό μέσο μπορούν και οι δύο στο σύνολο τους να χαρακτηριστούν μη στάσιμες στα επίπεδα τους. Στην μεταξύ τους πορεία δεν διακρίνουμε κατά κύριο λόγο ομοιότητα καθώς σε πολλά χρονικά διαστήματα καθώς η μία έχει ανοδική πορεία η άλλη ταυτόχρονα έχει καθοδική. Αυτό επαληθεύεται από τους Kearney και Lombra (2009) οι οποίοι δεν απορρίπτουν την μηδενική υπόθεση της μη

συνολοκλήρωσης μεταξύ τιμών χρυσού και πλατίνας για ολόκληρη την περίοδο δειγματοληψίας. Οι αντίστοιχες βασικές τιμές τους μπορεί να διαφέρουν σημαντικά, καθώς η βιομηχανική χρήση καταλαμβάνει περίπου τα δύο τρίτα της συνολικής ζήτησης για παλλάδιο και πλατίνα. Από την άλλη ο χρυσός μπορεί επίσης να διαπραγματεύεται ανεξάρτητα ως καταφύγιο για αξία κατά τη διάρκεια περιόδων μεριδιούχων αγορών. Ωστόσο, οι συγγραφείς εντοπίζουν ένα υπο-δείγμα από το 1996 έως το 2006, κατά το οποίο οι δύο χρονολογικές σειρές φαίνεται να συμπεριφέρονται διαφορετικά. Το 1990 βλέπουμε μείωση των τιμών του χρυσού αυτό πιθανότατα θα οφείλεται στην αύξηση των προθεσμιακών πωλήσεων τη δεκαετία του 1990 η οποία επηρέασε αρνητικά τις τιμές του χρυσού και με τον τρόπο αυτό αλλοίωσε την απόδοση του χρυσού αλλά και τη σχέση του με τις τιμές της πλατίνας.



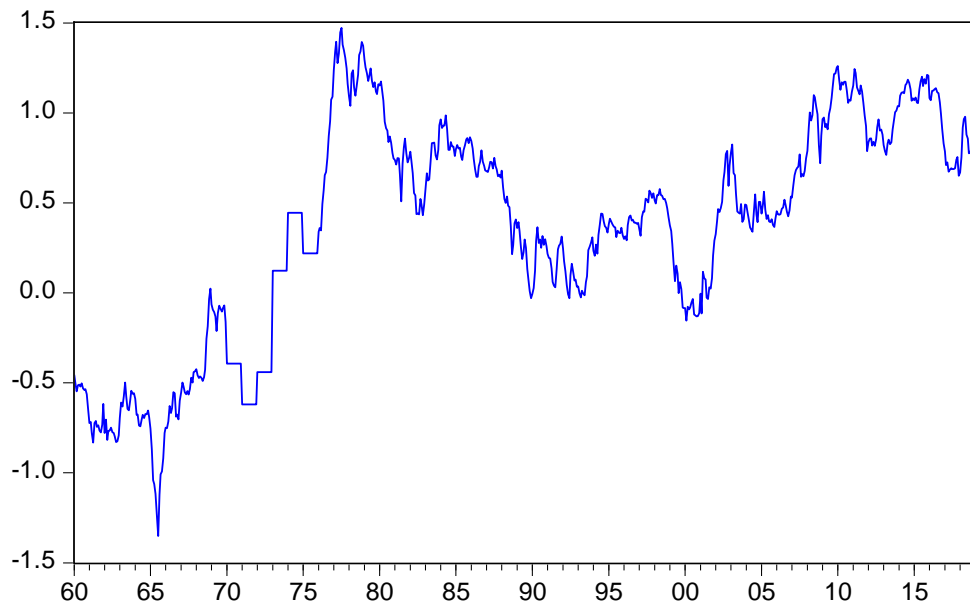
Οι δύο μεταβλητές παρουσιάζουν ανά χρονικά διαστήματα αυξητική ή πτωτική πορεία. Διακρίνουμε στο σύνολό τους έντονη μεταβλητότητα και καθώς δεν υπάρχουν συχνές επαναλήψεις γύρω από ένα σταθερό μέσο μπορούν και οι δύο στο σύνολο τους να χαρακτηριστούν μη στάσιμες στα επίπεδα τους. Στην μεταξύ τους πορεία δεν διακρίνουμε κατά κύριο λόγο ομοιότητα καθώς σε πολλά χρονικά διαστήματα καθώς η μία έχει ανοδική πορεία η άλλη ταυτόχρονα έχει καθοδική. Την χρονιά 1979-1980 υπάρχει ομοιότητα στον βηματισμό τους και αυτό πιθανότατα να οφείλεται στην περίοδο της “φούσκας” κατά την οποία σύμφωνα με τους συγγραφείς έχουμε αύξηση της τιμής του ασημιού και εμφάνιση συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών.

Αγροτικά προϊόντα

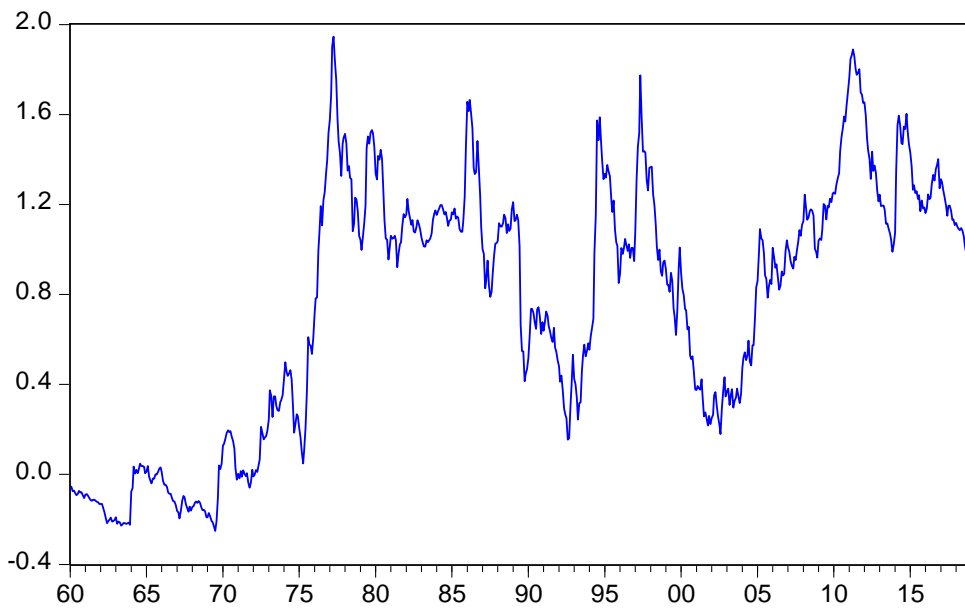


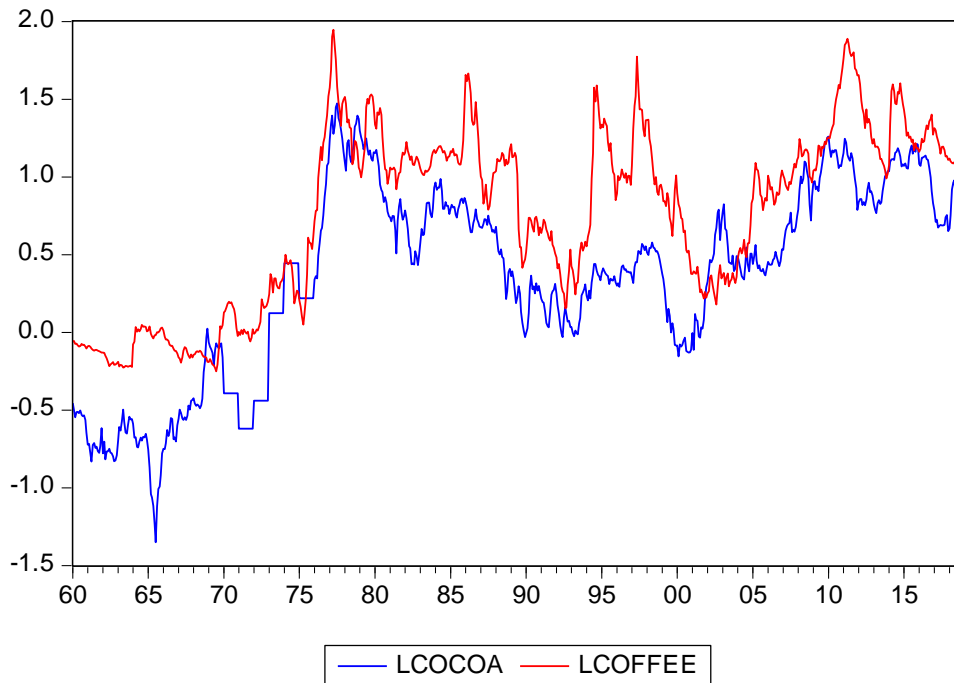
Σε όλες τις μεταβλητές παρατηρούμε κατά κύριο λόγο μακροχρόνια σχέση. Αυτό συμβαδίζει με τις ιστορικές μελέτες καθώς οι περισσότεροι ερευνητές έδειξαν ότι υπάρχει μακροπρόθεσμη ισορροπία μεταξύ των περισσότερων αγροτικών προϊόντων και ότι οι αποκλίσεις από αυτήν αντιπροσωπεύουν προσωρινές αποκλίσεις.

LCOCOA



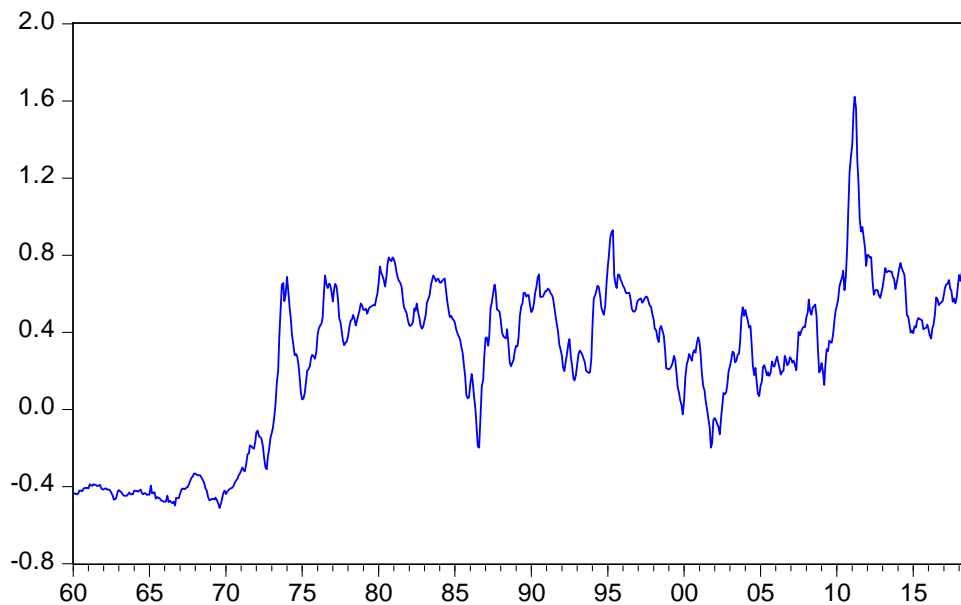
LCOFFEE



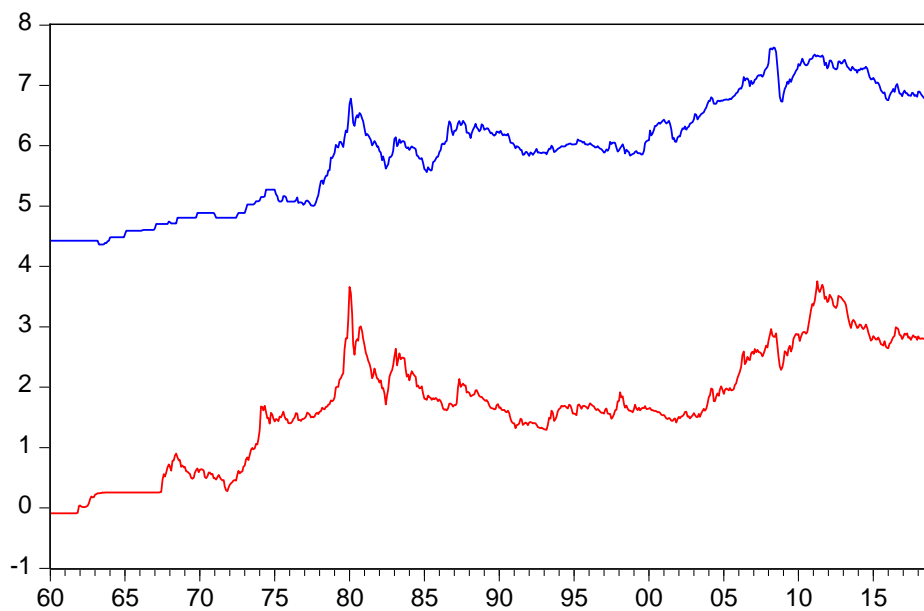
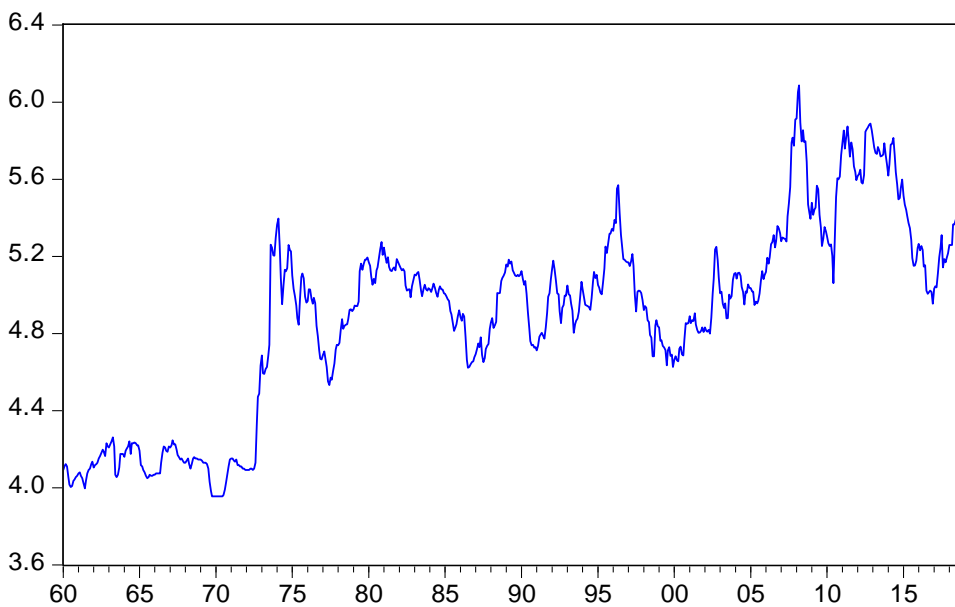


Οι Brenner και Kroner δηλώνουν ότι οι περισσότερες εμπειρικές μελέτες έχουν απορρίψει την κατάσταση συνένωσης. Αποδίδουν αυτό το φαινόμενο στο ότι το καθαρό μεταφορικό κόστος μπορεί να μην είναι στάσιμη σειρά και επομένως να μην υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των τιμών των αγαθών.

LCOTTON

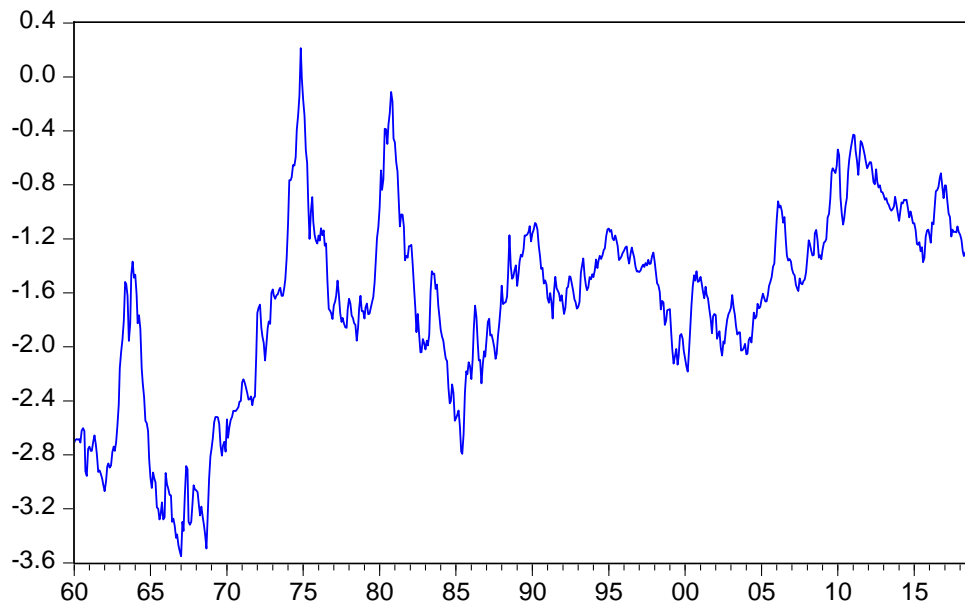


LWHEAT

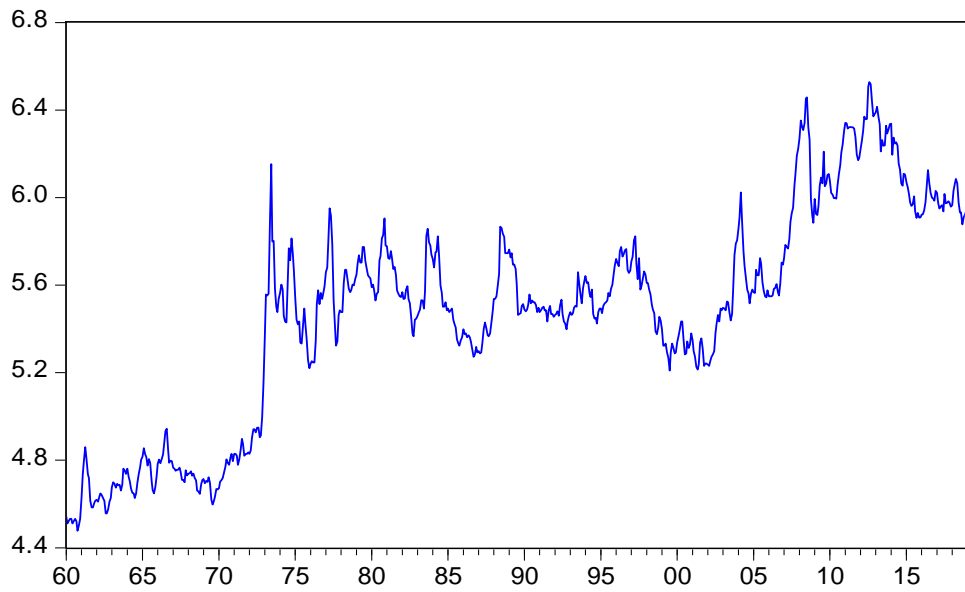


— LPLATINUM — LSILVER

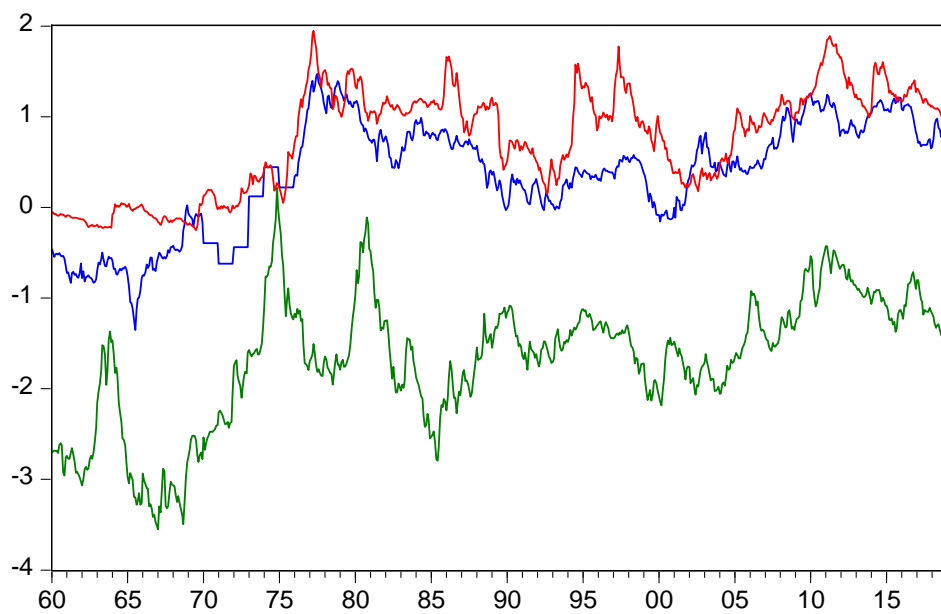
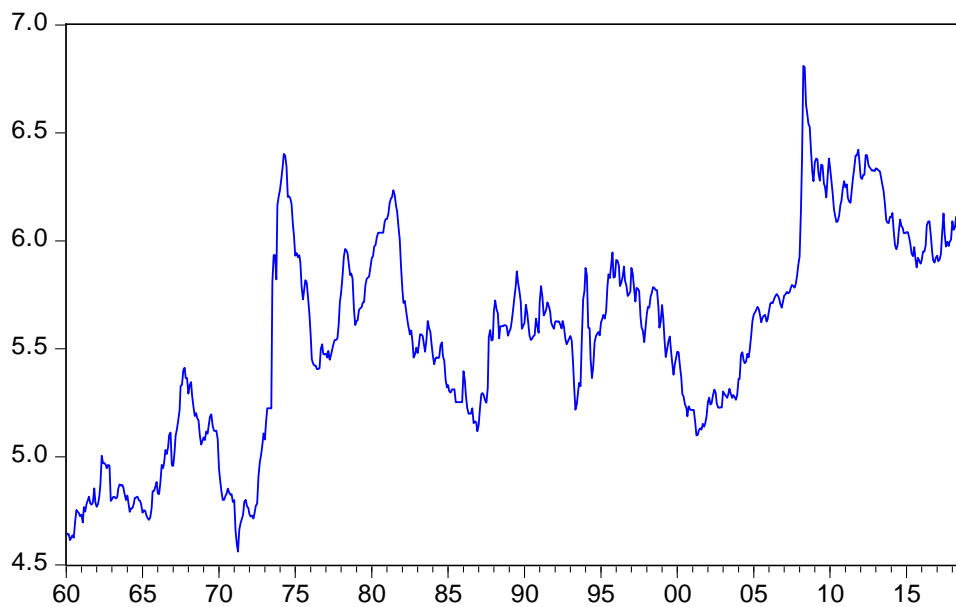
LSUGAR



LSOYBEAN



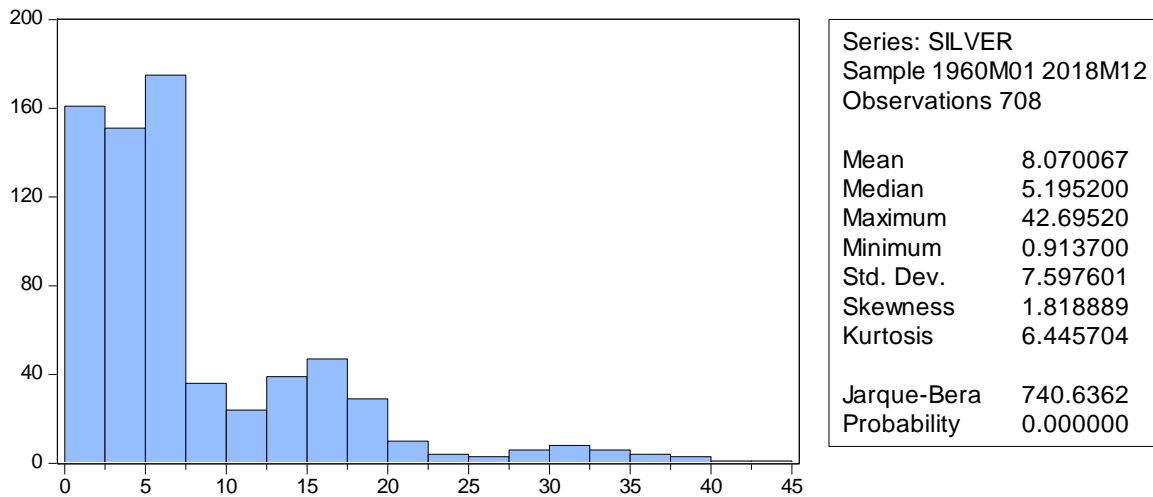
LRICE



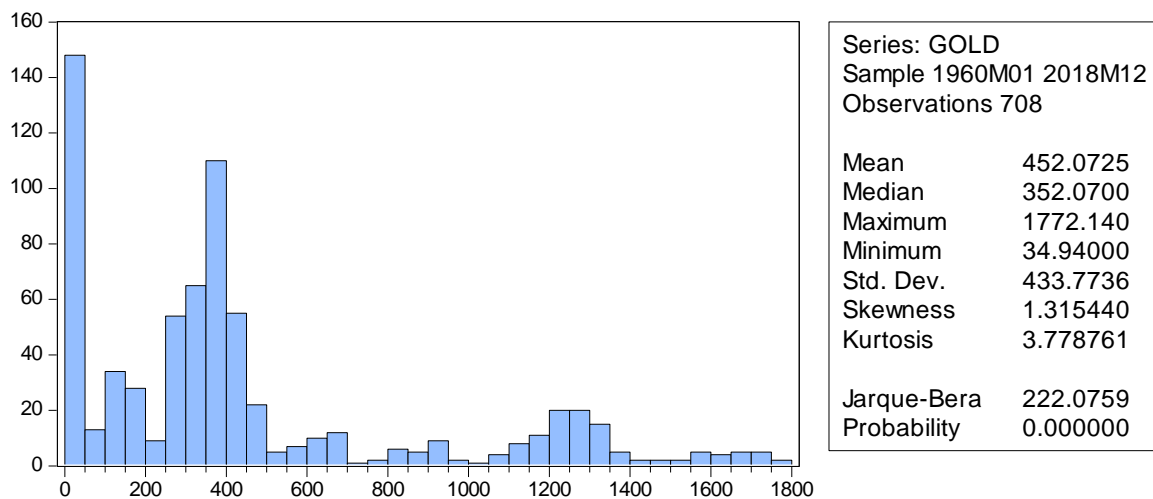
— LCOCOA — LCOFFEE — LSUGAR

5.Μελέτη ιστογραμμάτων

Πολύτιμα μέταλλα

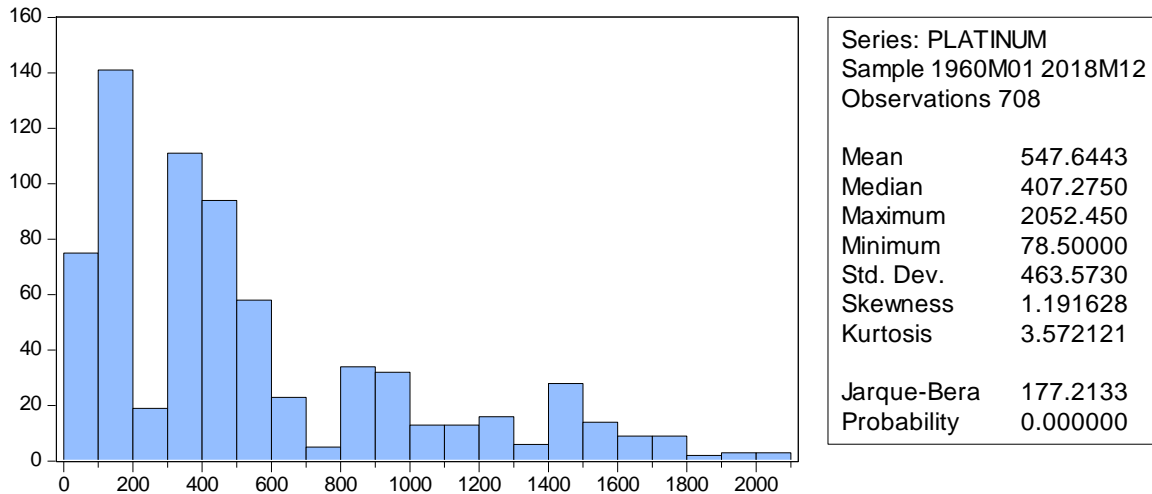


Η ασυμμετρία είναι διαφορετική από το 0 και η κύρτωση διαφορετική από 3 άρα δεν ικανοποιεί τις προϋποθέσεις της κανονικής κατανομής αυτό μπορούμε να το επαληθεύσουμε από το $JB=740.636 > 5,99$ άρα απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι η κατανομή είναι κανονική. Μπορούμε να το εξετάσουμε και από την πιθανότητα $=0 < 0.05$ άρα απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι η κατανομή είναι κανονική. Η ασυμμετρία είναι $1.81 > 0$ άρα η κατανομή είναι θετικά ασύμμετρη αυτό φαίνεται και από το διάγραμμα καθώς εμφανίζονται ακραίες τιμές στα δεξιά. Η κύρτωση είναι $6.44 > 3$ άρα η κατανομή μπορεί να χαρακτηριστεί λεπτόκυρτη.



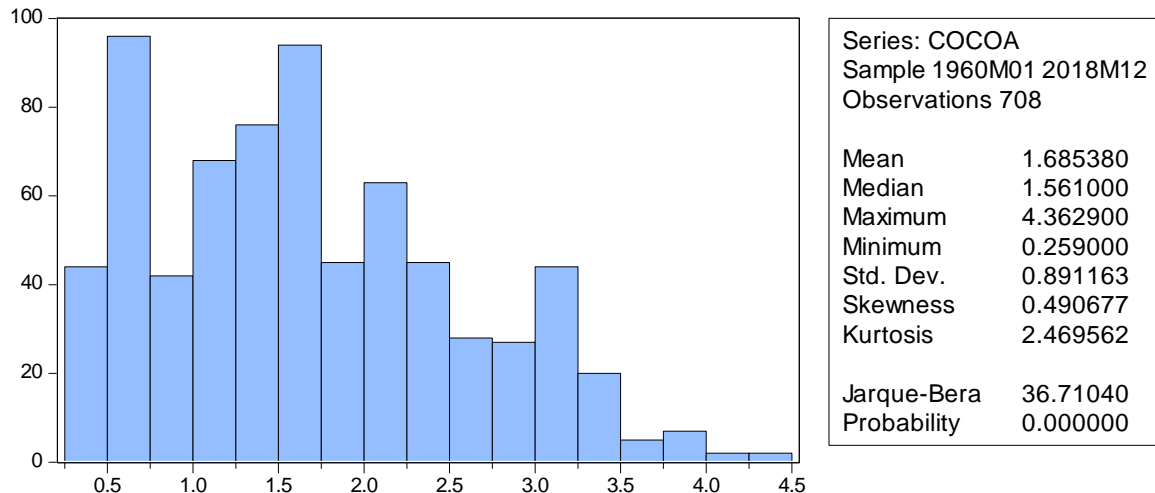
Η ασυμμετρία είναι διαφορετική από το 0 και η κύρτωση διαφορετική από 3 άρα δεν ικανοποιεί τις προϋποθέσεις της κανονικής κατανομής αυτό μπορούμε να το επαληθεύσουμε από το $JB=222.075 > 5,99$ άρα απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι η κατανομή είναι κανονική. Μπορούμε να το εξετάσουμε και από την

πιθανότητα=0<0.05 άρα απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι η κατανομή είναι κανονική. Η ασυμμετρία είναι 1.31>0 άρα η κατανομή είναι θετικά ασύμμετρη αυτό φαίνεται και από το διάγραμμα καθώς εμφανίζονται ακραίες τιμες στα δεξιά.Η κύρτωση είναι 3.77>3 άρα η κατανομή μπορεί να χαρακτηριστεί λεπτόκυρτη.

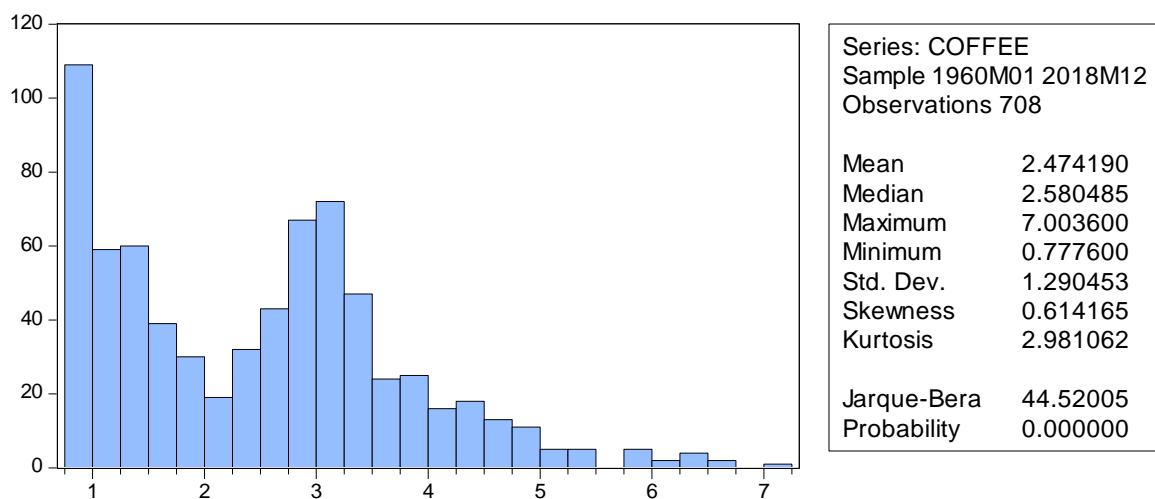


Η ασυμμετρία είναι διαφορετική από το 0 και η κύρτωση διαφορετική από 3 άρα δεν ικανοποιεί τις προϋποθέσεις της κανονικής κατανομής αυτό μπορούμε να το επαληθεύσουμε από το JB=177.213>5.99 άρα απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι η κατανομή είναι κανονική. Μπορούμε να το εξετάσουμε και από την πιθανότητα=0<0.05 άρα απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι η κατανομή είναι κανονική. Η ασυμμετρία είναι 1.19>0 άρα η κατανομή είναι θετικά ασύμμετρη αυτό φαίνεται και από το διάγραμμα καθώς εμφανίζονται ακραίες τιμές στα δεξιά.Η κύρτωση είναι 3.57>3 ,άρα η κατανομή μπορεί να χαρακτηριστεί λεπτόκυρτη.

Αγροτικά προϊόντα

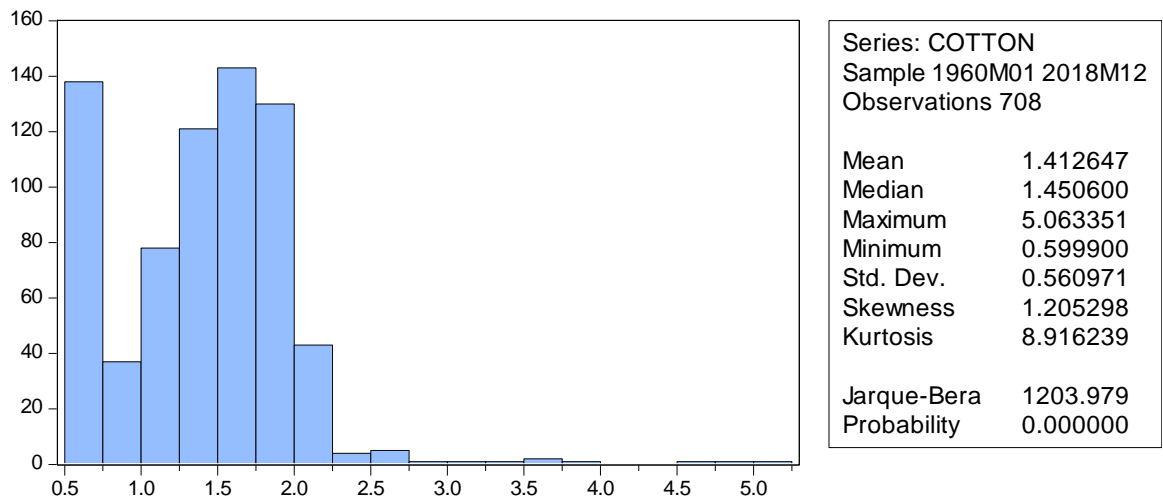


Η ασυμμετρία είναι διαφορετική από το 0 και η κύρτωση διαφορετική από 3 άρα δεν ικανοποιεί τις προϋποθέσεις της κανονικής κατανομής αυτό μπορούμε να το επαληθεύσουμε από το $JB=36.710 > 5.99$ άρα απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι η κατανομή είναι κανονική. Μπορούμε να το εξετάσουμε και από την πιθανότητα $=0 < 0.05$ άρα απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι η κατανομή είναι κανονική. Η ασυμμετρία είναι $0.49 > 0$ άρα η κατανομή είναι θετικά ασύμμετρη αυτό φαίνεται και από το διάγραμμα καθώς εμφανίζονται ακραίες τιμές στα δεξιά. Η κύρτωση είναι $2.46 < 3$ άρα η κατανομή μπορεί να χαρακτηριστεί πλατύκυρτη.

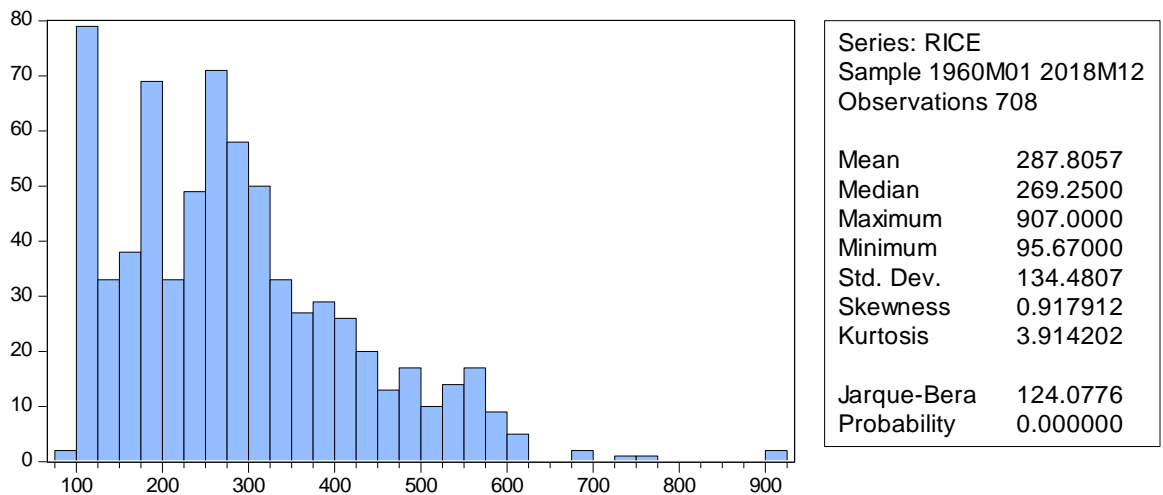


Η ασυμμετρία είναι διαφορετική από το 0 και η κύρτωση διαφορετική από 3 άρα δεν ικανοποιεί τις προϋποθέσεις της κανονικής κατανομής αυτό μπορούμε να το επαληθεύσουμε από το $JB=44.520 > 5.99$ άρα απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι η κατανομή είναι κανονική. Μπορούμε να το εξετάσουμε και από την πιθανότητα $=0 < 0.05$ άρα απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι η κατανομή είναι κανονική. Η ασυμμετρία είναι $0.61 > 0$ άρα η κατανομή είναι θετικά ασύμμετρη αυτό φαίνεται και από το διάγραμμα καθώς

εμφανίζονται ακραίες τιμές στα δεξιά. Η κύρτωση είναι $2.98 < 3$ άρα η κατανομή μπορεί να χαρακτηριστεί πλατύκυρτη.

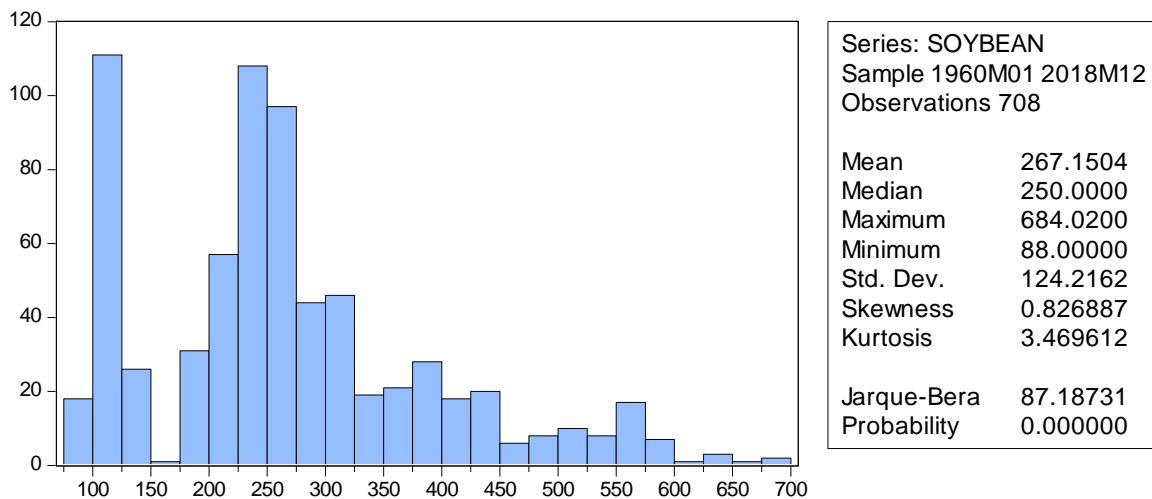


Η ασυμμετρία είναι διαφορετική από 0 και η κύρτωση διαφορετική από 3 άρα δεν ικανοποιεί τις προϋποθέσεις της κανονικής κατανομής αυτό μπορούμε να το επαληθεύσουμε από το $JB=1203.9 > 5.99$ άρα απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι η κατανομή είναι κανονική. Μπορούμε να το εξετάσουμε και από την πιθανότητα $=0 < 0.05$ άρα απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι η κατανομή είναι κανονική. Η ασυμμετρία είναι $1.2 > 0$ άρα η κατανομή είναι θετικά ασύμμετρη αυτό φαίνεται και από το διάγραμμα καθώς εμφανίζονται ακραίες τιμές στα δεξιά. Η κύρτωση είναι $8.9 > 3$ άρα η κατανομή μπορεί να χαρακτηριστεί λεπτόκυρτη.

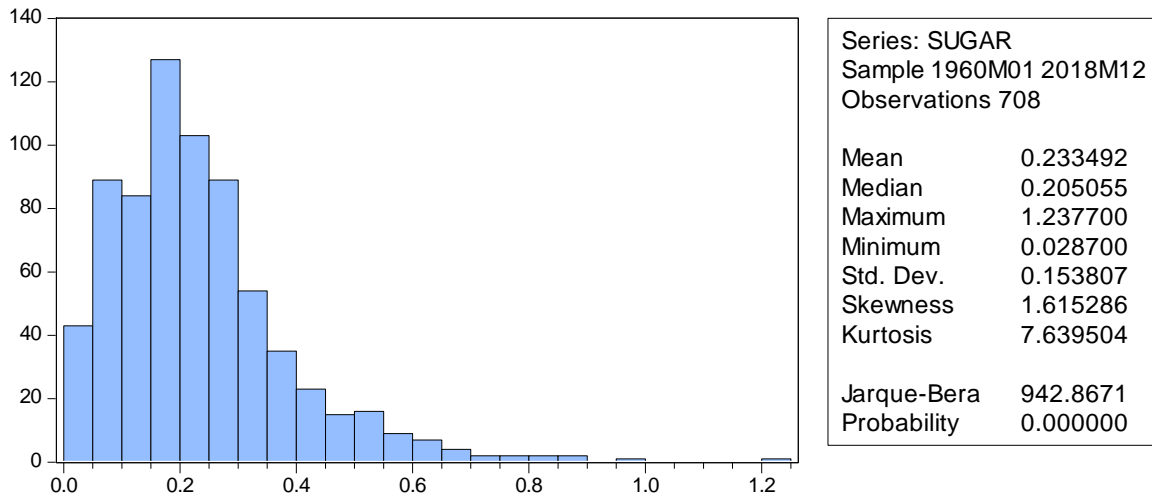


Η ασυμμετρία είναι διαφορετική από 0 και η κύρτωση διαφορετική από 3 άρα δεν ικανοποιεί τις προϋποθέσεις της κανονικής κατανομής αυτό μπορούμε να το επαληθεύσουμε από το $JB=124 > 5.99$ άρα απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι η κατανομή είναι κανονική. Μπορούμε να το εξετάσουμε και από την

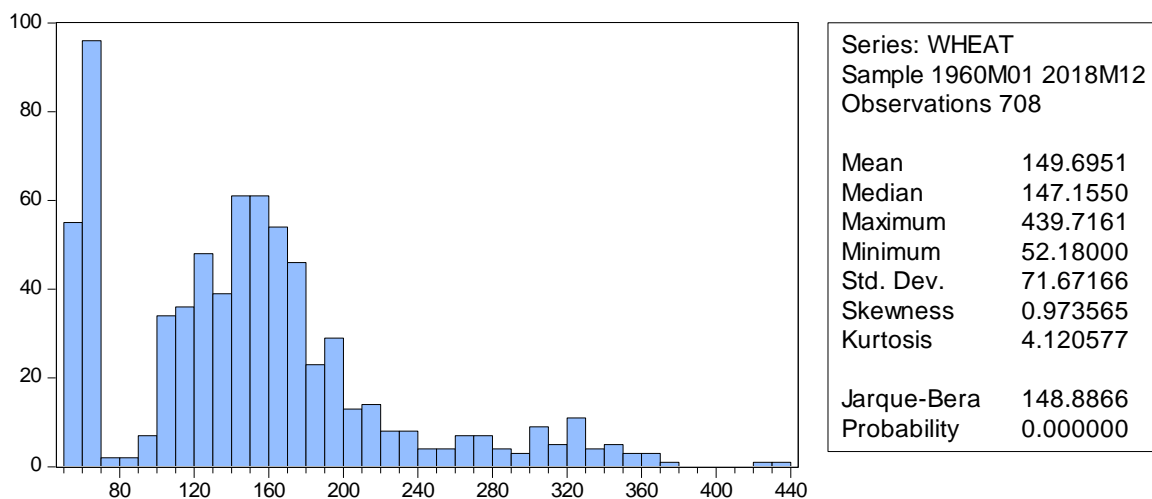
πιθανότητα=0<0.05 άρα απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι η κατανομή είναι κανονική. Η ασυμμετρία είναι 0.91>0 άρα η κατανομή είναι θετικά ασύμμετρη αυτό φαίνεται και από το διάγραμμα καθώς εμφανίζονται ακραίες τιμές στα δεξιά. Η κύρτωση είναι 3.9>3 άρα η κατανομή μπορεί να χαρακτηριστεί λεπτόκυρτη.



Η ασυμμετρία είναι διαφορετική από το 0 και η κύρτωση διαφορετική από 3 άρα δεν ικανοποιεί τις προϋποθέσεις της κανονικής κατανομής αυτό μπορούμε να το επαληθεύσουμε από το JB=87>5.99 άρα απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι η κατανομή είναι κανονική. Μπορούμε να το εξετάσουμε και από την πιθανότητα=0<0.05 άρα απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι η κατανομή είναι κανονική. Η ασυμμετρία είναι 0.82>0 άρα η κατανομή είναι θετικά ασύμμετρη αυτό φαίνεται και από το διάγραμμα καθώς εμφανίζονται ακραίες τιμές στα δεξιά. Η κύρτωση είναι 3.4>3 άρα η κατανομή μπορεί να χαρακτηριστεί λεπτόκυρτη.



Η ασυμμετρία είναι διαφορετική από το 0 και η κύρτωση διαφορετική από 3 άρα δεν ικανοποιεί τις προϋποθέσεις της κανονικής κατανομής αυτό μπορούμε να το επαληθεύσουμε από το $JB=942 > 5.99$ άρα απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι η κατανομή είναι κανονική. Μπορούμε να το εξετάσουμε και από την πιθανότητα $=0 < 0.05$ άρα απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι η κατανομή είναι κανονική. Η ασυμμετρία είναι $1.61 > 0$ άρα η κατανομή είναι θετικά ασύμμετρη αυτό φαίνεται και από το διάγραμμα καθώς εμφανίζονται ακραίες τιμές στα δεξιά. Η κύρτωση είναι $7.6 > 3$ άρα η κατανομή μπορεί να χαρακτηριστεί λεπτόκυρτη.



Η ασυμμετρία είναι διαφορετική από το 0 και η κύρτωση διαφορετική από 3 άρα δεν ικανοποιεί τις προϋποθέσεις της κανονικής κατανομής αυτό μπορούμε να το επαληθεύσουμε από το $JB=148 > 5.99$ άρα απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι η κατανομή είναι κανονική. Μπορούμε να το εξετάσουμε και από την πιθανότητα $=0 < 0.05$ άρα απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι η κατανομή είναι κανονική. Η ασυμμετρία είναι $0.97 > 0$ άρα η κατανομή είναι θετικά ασύμμετρη αυτό φαίνεται και από το διάγραμμα καθώς

εμφανίζονται ακραίες τιμές στα δεξιά. Η κύρτωση είναι $4.12 > 3$ άρα η κατανομή μπορεί να χαρακτηριστεί λεπτόκυρτη.

6. Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας

6.1 Έλεγχος Augmented Dickey-Fuller

ΑΣΗΜΙ

test critical values	t-Statistic	probability
1% level -3.971	-2.172	0.503
5% level -3.416		
10% level -3.130		

Θα συγκρίνω τα test statistic με τις τιμές των test critical values. Η τιμή -2.172 είναι μεγαλύτερη από τις τιμές των critical values όλων των επιπέδων σημαντικότητας (1%, 5%, 10%). Οπότε δεν μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι έχει μοναδιαία ρίζα. Άρα έχει μοναδιαία ρίζα οπότε δεν στάσιμη στα επίπεδα της. Ένας δεύτερος τρόπος ελέγχου στασιμότητας είναι βλέποντας την τιμή της πιθανότητας. Εδώ ισούται με $0.503 > 0.05$ άρα δεν μπορώ να απορρίψω την μηδενική υπόθεση άρα έχει μοναδιαία ρίζα επομένως δεν είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Επομένως ο έλεγχος συνεχίζεται παίρνοντας τις πρώτες διαφορές της μεταβλητής.

ΑΣΗΜΙ ΠΡΩΤΕΣ ΔΙΑΦΟΡΕΣ

test critical values	t-Statistic	probability
1% level -3.971	-18.464	0
5% level -3.416		
10% level -3.130		

Θα συγκρίνω τα test statistic με τις τιμές των test critical values. Η τιμή -18.464 είναι μικρότερη από τις τιμές των critical values όλων των επιπέδων σημαντικότητας (1%, 5%, 10%). Οπότε μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι έχει μοναδιαία ρίζα. Άρα δεν έχει μοναδιαία ρίζα οπότε είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Ένας δεύτερος τρόπος ελέγχου στασιμότητας είναι βλέποντας την τιμή της πιθανότητας. Εδώ ισούται με $0 < 0.05$ άρα μπορώ να απορρίψω την μηδενική υπόθεση άρα δεν έχει μοναδιαία ρίζα επομένως είναι στάσιμη στις πρώτες διαφορές της.

ΧΡΥΣΟΣ

test critical values	t-statistic	probability
1% level -3.971	-1.331	0.879
5% level -3.416		
10% level -3.130		

Θα συγκρίνω τα test statistic με τις τιμές των test critical values. Η τιμή -1.331 είναι μεγαλύτερη από τις τιμές των critical values όλων των επιπέδων σημαντικότητας (1%, 5%, 10%). Οπότε δεν μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι έχει μοναδιαία ρίζα. Άρα έχει μοναδιαία ρίζα οπότε δεν στάσιμη στα επίπεδα της. Ένας δεύτερος τρόπος ελέγχου στασιμότητας είναι βλέποντας την τιμή της πιθανότητας. Εδώ ισούται με $0.879 > 0.05$ άρα δεν μπορώ να απορρίψω την μηδενική υπόθεση άρα έχει μοναδιαία ρίζα επομένως δεν είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Επομένως ο έλεγχος συνεχίζεται παίρνοντας τις πρώτες διαφορές της μεταβλητής.

ΧΡΥΣΟΣ ΠΡΩΤΕΣ ΔΙΑΦΟΡΕΣ

test critical values	t-statistic	probability
1% level -3.971	-18.072	0
5% level -3.416		
10% level -3.130		

Θα συγκρίνω τα test statistic με τις τιμές των test critical values. Η τιμή -18.072 είναι μικρότερη από τις τιμές των critical values όλων των επιπέδων σημαντικότητας (1%, 5%, 10%). Οπότε μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι έχει μοναδιαία ρίζα. Άρα δεν έχει μοναδιαία ρίζα οπότε είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Ένας δεύτερος τρόπος ελέγχου στασιμότητας είναι βλέποντας την τιμή της πιθανότητας. Εδώ ισούται με $0 < 0,05$ άρα μπορώ να απορρίψω την μηδενική υπόθεση άρα δεν έχει μοναδιαία ρίζα επομένως είναι στάσιμη στις πρώτες διαφορές της.

ΠΛΑΤΙΝΑ

test critical values	t-statistic	probability
1% level -3.971	-2.271	0.448
5% level -3.416		
10% level -3.130		

Θα συγκρίνω τα test statistic με τις τιμές των test critical values. Η τιμή -2.271 είναι μεγαλύτερη από τις τιμές των critical values όλων των επιπέδων σημαντικότητας(1%,5%,10%). Οπότε δεν μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι έχει μοναδιαία ρίζα. Άρα έχει μοναδιαία ρίζα οπότε δεν στάσιμη στα επίπεδα της. Ένας δεύτερος τρόπος ελέγχου στασιμότητας είναι βλέποντας την τιμή της πιθανότητας. Εδώ ισούται με $0.448 > 0.05$ άρα δεν μπορώ να απορρίψω την μηδενική υπόθεση άρα έχει μοναδιαία ρίζα επομένως δεν είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Επομένως ο έλεγχος συνεχίζεται παίρνοντας τις πρώτες διαφορές της μεταβλητής.

ΠΛΑΤΙΝΑ ΠΡΩΤΕΣ ΔΙΑΦΟΡΕΣ

test critical values	t-statistic	probability
1% level -3.971	-20.247	0
5% level -3.416		
10% level -3.130		

Θα συγκρίνω τα test statistic με τις τιμές των test critical values. Η τιμή -20.247 είναι μικρότερη από τις τιμές των critical values όλων των επιπέδων σημαντικότητας(1%,5%,10%). Οπότε μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι έχει μοναδιαία ρίζα. Άρα δεν έχει μοναδιαία ρίζα οπότε είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Ένας δεύτερος τρόπος ελέγχου στασιμότητας είναι βλέποντας την τιμή της πιθανότητας. Εδώ ισούται με $0 < 0.05$ άρα μπορώ να απορρίψω την μηδενική υπόθεση άρα δεν έχει μοναδιαία ρίζα επομένως είναι στάσιμη στις πρώτες διαφορές της.

PYZI

test critical values	t-statistic	probability
1% level -3.971	-3.311	0.065
5% level -3.416		
10% level -3.130		

Θα συγκρίνω τα test statistic με τις τιμές των test critical values. Η τιμή -3.311 είναι μεγαλύτερη από τις τιμές των critical values των επιπέδων σημαντικότητας(1%,5%). Όμως είναι οριακά μικρότερη από την τιμή σε επίπεδο σημαντικότητας 10%). Σε επίπεδο σημαντικότητας 10% θα μπορούσαμε οριακά να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση. Συμπερασματικά όμως δεν μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι έχει μοναδιαία ρίζα. Άρα έχει μοναδιαία ρίζα οπότε δεν στάσιμη στα επίπεδα της. Ένας δεύτερος τρόπος ελέγχου στασιμότητας είναι βλέποντας την τιμή της πιθανότητας. Εδώ ισούται με $0.065 > 0.05$ άρα δεν μπορώ να απορρίψω την μηδενική υπόθεση άρα έχει μοναδιαία ρίζα επομένως δεν είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Επομένως ο έλεγχος συνεχίζεται παίρνοντας τις πρώτες διαφορές της μεταβλητής.

ΡΥΖΙ ΠΡΩΤΕΣ ΔΙΑΦΟΡΕΣ

test critical values		t-statistic	probability
1% level	-3.971	-19.167	0
5% level	-3.416		
10% level	-3.130		

Θα συγκρίνω τα test statistic με τις τιμές των test critical values. Η τιμή -19.167 είναι μικρότερη από τις τιμές των critical values όλων των επιπέδων σημαντικότητας(1%,5%,10%). Οπότε μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι έχει μοναδιαία ρίζα. Άρα δεν έχει μοναδιαία ρίζα οπότε είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Ένας δεύτερος τρόπος ελέγχου στασιμότητας είναι βλέποντας την τιμή της πιθανότητας. Εδώ ισούται με $0 < 0.05$ άρα μπορώ να απορρίψω την μηδενική υπόθεση άρα δεν έχει μοναδιαία ρίζα επομένως είναι στάσιμη στις πρώτες διαφορές της.

ΚΑΚΑΟ

test critical values		t-statistic	probability
1% level	-3.971	-2.244	0.463
5% level	-3.416		
10% level	-3.130		

Θα συγκρίνω τα test statistic με τις τιμές των test critical values. Η τιμή -2.244 είναι μεγαλύτερη από τις τιμές των critical values όλων των επιπέδων σημαντικότητας(1%,5%,10%). Οπότε δεν μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι έχει μοναδιαία ρίζα. Άρα έχει μοναδιαία ρίζα οπότε δεν στάσιμη στα επίπεδα της. Ένας δεύτερος τρόπος ελέγχου στασιμότητας είναι βλέποντας την τιμή της πιθανότητας. Εδώ ισούται με $0.463 > 0,05$ άρα δεν μπορώ να απορρίψω την μηδενική υπόθεση άρα έχει μοναδιαία ρίζα επομένως δεν είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Επομένως ο έλεγχος συνεχίζεται παίρνοντας τις πρώτες διαφορές της μεταβλητής.

ΚΑΚΑΟ ΠΡΩΤΕΣ ΔΙΑΦΟΡΕΣ

test critical values		t-statistic	probability
1% level	-3.971	-22.464	0
5% level	-3.416		
10% level	-3.130		

Θα συγκρίνω τα test statistic με τις τιμές των test critical values. Η τιμή -22.464 είναι μικρότερη από τις τιμές των critical values όλων των επιπέδων σημαντικότητας(1%,5%,10%). Οπότε μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι έχει μοναδιαία ρίζα. Άρα δεν έχει μοναδιαία ρίζα οπότε είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Ένας δεύτερος τρόπος ελέγχου στασιμότητας είναι βλέποντας την τιμή της πιθανότητας. Εδώ ισούται με $0 < 0.05$ άρα μπορώ να απορρίψω την μηδενική υπόθεση άρα δεν έχει μοναδιαία ρίζα επομένως είναι στάσιμη στις πρώτες διαφορές της.

ΚΑΦΕΣ

test critical values	t-statistic	probability
1% level -3.971	-2.749	0.216
5% level -3.416		
10% level -3.130		

Θα συγκρίνω τα test statistic με τις τιμές των test critical values. Η τιμή -2.749 είναι μεγαλύτερη από τις τιμές των critical values όλων των επιπέδων σημαντικότητας(1%,5%,10%).Οπότε δεν μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι έχει μοναδιαία ρίζα. Άρα έχει μοναδιαία ρίζα οπότε δεν στάσιμη στα επίπεδα της.Ένας δεύτερος τρόπος ελέγχου στασιμότητας είναι βλέποντας την τιμή της πιθανότητας. Εδώ ισούται με $0.216 > 0.05$ άρα δεν μπορώ να απορρίψω την μηδενική υπόθεση άρα έχει μοναδιαία ρίζα επομένως δεν είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Επομένως ο έλεγχος συνεχίζεται παίρνοντας τις πρώτες διαφορές της μεταβλητής.

ΚΑΦΕΣ ΠΡΩΤΕΣ ΔΙΑΦΟΡΕΣ

test critical values	t-statistic	probability
1% level -3.971	-19.897	0
5% level -3.416		
10% level -3.130		

Θα συγκρίνω τα test statistic με τις τιμές των test critical values. Η τιμή -19.897 είναι μικρότερη από τις τιμές των critical values όλων των επιπέδων σημαντικότητας(1%,5%,10%).Οπότε μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι έχει μοναδιαία ρίζα. Άρα δεν έχει μοναδιαία ρίζα οπότε είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Ένας δεύτερος τρόπος ελέγχου στασιμότητας είναι βλέποντας την τιμή της πιθανότητας. Εδώ ισούται με $0 < 0.05$ άρα μπορώ να απορρίψω την μηδενική υπόθεση άρα δεν έχει μοναδιαία ρίζα επομένως είναι στάσιμη στις πρώτες διαφορές της

BAMBAKI

test critical values	t-statistic	probability
1% level -3.971	-3.700	0.022
5% level -3.416		

10% level -3.130

Θα συγκρίνω τα test statistic με τις τιμές των test critical values. Η τιμή -3.700 είναι μεγαλύτερη από την τιμή των critical values του επιπέδου σημαντικότητας 1%. Σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, 10% είναι μικρότερη άρα θα απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση. Άρα δεν έχει μοναδιαία ρίζα οπότε είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Ένας δεύτερος τρόπος ελέγχου στασιμότητας είναι βλέποντας την τιμή της πιθανότητας. Εδώ ισούται με $0.022 < 0.05$ άρα μπορώ να απορρίψω την μηδενική υπόθεση άρα δεν έχει μοναδιαία ρίζα επομένως είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Οπότε σταματάω εδώ.

ΣΟΓΙΑ

test critical values	t-statistic	probability
1% level -3.971	-3.663	0.025
5% level -3.416		
10% level -3.130		

Θα συγκρίνω τα test statistic με τις τιμές των test critical values. Η τιμή -3.663 είναι μεγαλύτερη από την τιμή critical value επιπέδου σημαντικότητας 1%. Όμως σε επίπεδο σημαντικότητας 5% και 10% είναι μικρότερη από τα αντίστοιχα critical value. Οπότε σε επίπεδο σημαντικότητας 5% και 10%, μπορώ να απορρίψω την μηδενική υπόθεση άρα έχει δεν έχει μοναδιαία ρίζα, επομένως είναι στάσιμη στα επίπεδα της Ένας δεύτερος τρόπος ελέγχου στασιμότητας είναι βλέποντας την τιμή της πιθανότητας. Εδώ ισούται με $0.02 < 0.05$ άρα μπορώ να απορρίψω την μηδενική υπόθεση άρα έχει δεν έχει μοναδιαία ρίζα επομένως είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Οπότε σταματάω εδώ.

ZAXAPH

test critical values	t-statistic	probability
1% level -3.971	-3.363	0.057
5% level -3.416		
10% level -3.130		

Θα συγκρίνω τα test statistic με τις τιμές των test critical values. Η τιμή -3.363 είναι μεγαλύτερη από τις τιμές των critical values των επιπέδων σημαντικότητας (1%, 5%) Σε επίπεδο σημαντικότητας 10% είναι μικρότερη οριακά άρα οριακά θα μπορούσαμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση σε επίπεδο σημαντικότητας 10%. Συμπερασματικά στο σύνολό της δεν μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι έχει μοναδιαία ρίζα. Άρα έχει μοναδιαία ρίζα οπότε δεν στάσιμη στα επίπεδα της. Ένας δεύτερος τρόπος ελέγχου

στασιμότητας είναι βλέποντας την τιμή της πιθανότητας. Εδώ ισούται με $0.057 > 0.05$ άρα δεν μπορώ να απορρίψω την μηδενική υπόθεση άρα έχει μοναδιαία ρίζα επομένως δεν είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Επομένως ο έλεγχος συνεχίζεται παίρνοντας τις πρώτες διαφορές της μεταβλητής.

ΖΑΧΑΡΗ ΠΡΩΤΕΣ ΔΙΑΦΟΡΕΣ

test critical values		t-statistic	probability
1% level	-3.971	-19.706	0
5% level	-3.416		
10% level	-3.130		

Θα συγκρίνω τα test statistic με τις τιμές των test critical values. Η τιμή -19.706 είναι μικρότερη από τις τιμές των critical values όλων των επιπέδων σημαντικότητας (1%, 5%, 10%). Οπότε μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι έχει μοναδιαία ρίζα. Άρα δεν έχει μοναδιαία ρίζα οπότε είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Ένας δεύτερος τρόπος ελέγχου στασιμότητας είναι βλέποντας την τιμή της πιθανότητας. Εδώ ισούται με $0 < 0.05$ άρα μπορώ να απορρίψω την μηδενική υπόθεση άρα δεν έχει μοναδιαία ρίζα επομένως είναι στάσιμη στις πρώτες διαφορές της.

ΣΙΤΑΡΙ

test critical values		t-statistic	probability
1% level	-3.971	-3.327	0.062
5% level	-3.416		
10% level	-3.130		

Θα συγκρίνω τα test statistic με τις τιμές των test critical values. Η τιμή -3.327 είναι μεγαλύτερη από τις τιμές των critical values των επιπέδων σημαντικότητας 1% και 5%. Είναι μικρότερη από την τιμή critical value σε επίπεδο σημαντικότητας 10%. Συμπερασματικά δεν μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι έχει μοναδιαία ρίζα. Άρα έχει μοναδιαία ρίζα οπότε δεν είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Ένας δεύτερος τρόπος ελέγχου στασιμότητας είναι βλέποντας την τιμή της πιθανότητας. Εδώ ισούται με $0.062 > 0.05$ άρα δεν μπορώ να απορρίψω την μηδενική υπόθεση άρα έχει μοναδιαία ρίζα επομένως δεν είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Επομένως ο έλεγχος συνεχίζεται παίρνοντας τις πρώτες διαφορές της μεταβλητής.

ΣΙΤΑΡΙ ΠΡΩΤΕΣ ΔΙΑΦΟΡΕΣ

test critical values		t-statistic	probability
1% level	-3.971	-20.420	0
5% level	-3.416		
10% level	-3.130		

Θα συγκρίνω τα test statistic με τις τιμές των test critical values. Η τιμή -20.420 είναι μικρότερη από τις τιμές των critical values όλων των επιπέδων σημαντικότητας (1%, 5%, 10%). Οπότε μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι έχει μοναδιαία ρίζα. Άρα δεν έχει μοναδιαία ρίζα οπότε είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Ένας δεύτερος τρόπος ελέγχου στασιμότητας είναι βλέποντας την τιμή της πιθανότητας. Εδώ ισούται με $0 < 0.05$ άρα μπορώ να απορρίψω την μηδενική υπόθεση άρα δεν έχει μοναδιαία ρίζα επομένως είναι στάσιμη στις πρώτες διαφορές της.

6.2 Έλεγχος Phillips-Perron

ΚΑΚΑΟ

test critical values		t-statistic	probability
1% level	-3.971	-2.177	0.501
5% level	-3.416		
10% level	-3.130		

Θα συγκρίνω τα test statistic με τις τιμές των test critical values. Η τιμή -2.177 είναι μεγαλύτερη από τις τιμές των critical values όλων των επιπέδων σημαντικότητας (1%, 5%, 10%). Οπότε δεν μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι έχει μοναδιαία ρίζα. Άρα έχει μοναδιαία ρίζα οπότε δεν είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Ένας δεύτερος τρόπος ελέγχου στασιμότητας είναι βλέποντας την τιμή της πιθανότητας. Εδώ ισούται με $0,501 > 0,05$ άρα δεν μπορώ να απορρίψω την μηδενική υπόθεση άρα έχει μοναδιαία ρίζα επομένως δεν είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Επομένως ο έλεγχος συνεχίζεται παίρνοντας τις πρώτες διαφορές της μεταβλητής.

ΚΑΚΑΟ ΠΡΩΤΕΣ ΔΙΑΦΟΡΕΣ

test critical values		t-statistic	probability
1% level	-3.971	-22.472	0
5% level	-3.416		
10% level	-3.130		

Θα συγκρίνω τα test statistic με τις τιμές των test critical values. Η τιμή -22.472 είναι μικρότερη από τις τιμές των critical values όλων των επιπέδων σημαντικότητας(1%,5%,10%).Οπότε μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι έχει μοναδιαία ρίζα. Άρα δεν έχει μοναδιαία ρίζα οπότε είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Ένας δεύτερος τρόπος ελέγχου στασιμότητας είναι βλέποντας την τιμή της πιθανότητας. Εδώ ισούται με $0 < 0.05$ άρα μπορώ να απορρίψω την μηδενική υπόθεση άρα δεν έχει μοναδιαία ρίζα επομένως είναι στάσιμη στις πρώτες διαφορές της.

ΚΑΦΕΣ

test critical values		t-statistic	probability
1% level	-3.971	-2.321	0.421
5% level	-3.416		
10% level	-3.130		

Θα συγκρίνω τα test statistic με τις τιμές των test critical values. Η τιμή -2.321 είναι μεγαλύτερη από τις τιμές των critical values όλων των επιπέδων σημαντικότητας(1%,5%,10%).Οπότε δεν μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι έχει μοναδιαία ρίζα. Άρα έχει μοναδιαία ρίζα οπότε δεν είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Ένας δεύτερος τρόπος ελέγχου στασιμότητας είναι βλέποντας την τιμή της πιθανότητας. Εδώ ισούται με $0.421 > 0.05$ άρα δεν μπορώ να απορρίψω την μηδενική υπόθεση άρα έχει μοναδιαία ρίζα επομένως δεν είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Επομένως ο έλεγχος συνεχίζεται παίρνοντας τις πρώτες διαφορές της μεταβλητής.

ΚΑΦΕΣ ΠΡΩΤΕΣ ΔΙΑΦΟΡΕΣ

test critical values	t-statistic	probability
1% level -3.971	-19.850	0
5% level -3.416		
10% level -3.130		

Θα συγκρίνω τα test statistic με τις τιμές των test critical values. Η τιμή -19.850 είναι μικρότερη από τις τιμές των critical values όλων των επιπέδων σημαντικότητας (1%, 5%, 10%). Οπότε μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι έχει μοναδιαία ρίζα. Άρα δεν έχει μοναδιαία ρίζα οπότε είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Ένας δεύτερος τρόπος ελέγχου στασιμότητας είναι βλέποντας την τιμή της πιθανότητας. Εδώ ισούται με $0 < 0.05$ άρα μπορώ να απορρίψω την μηδενική υπόθεση άρα δεν έχει μοναδιαία ρίζα επομένως είναι στάσιμη στις πρώτες διαφορές της.

BAMBAKI

test critical values	t-statistic	probability
1% level -3.971	-3.120	0.102
5% level -3.416		
10% level -3.130		

Θα συγκρίνω τα test statistic με τις τιμές των test critical values. Η τιμή -3.120 είναι μεγαλύτερη από τις τιμές των critical values όλων των επιπέδων σημαντικότητας (1%, 5%, 10%). Οπότε δεν μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι έχει μοναδιαία ρίζα. Άρα έχει μοναδιαία ρίζα οπότε δεν είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Ένας δεύτερος τρόπος ελέγχου στασιμότητας είναι βλέποντας την τιμή της πιθανότητας. Εδώ ισούται με $0.102 > 0.05$ άρα δεν μπορώ να απορρίψω την μηδενική υπόθεση άρα έχει μοναδιαία ρίζα επομένως δεν είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Επομένως ο έλεγχος συνεχίζεται παίρνοντας τις πρώτες διαφορές της μεταβλητής.

BAMBAKI ΠΡΩΤΕΣ ΔΙΑΦΟΡΕΣ

test critical values	t-statistic	probability
1% level -3.971	-14.231	0

5% level	-3.416
10% level	-3.130

Θα συγκρίνω τα test statistic με τις τιμές των test critical values. Η τιμή -14.231 είναι μικρότερη από τις τιμές των critical values όλων των επιπέδων σημαντικότητας (1%, 5%, 10%). Οπότε μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι έχει μοναδιαία ρίζα. Άρα δεν έχει μοναδιαία ρίζα οπότε είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Ένας δεύτερος τρόπος ελέγχου στασιμότητας είναι βλέποντας την τιμή της πιθανότητας. Εδώ ισούται με $0 < 0.05$ άρα μπορώ να απορρίψω την μηδενική υπόθεση άρα δεν έχει μοναδιαία ρίζα επομένως είναι στάσιμη στις πρώτες διαφορές της.

ΠΟΛΥΤΙΜΑ ΜΕΤΑΛΛΑ

ΧΡΥΣΟΣ

test critical values	t-statistic	probability
1% level -3.971	-1.358	0.872
5% level -3.416		
10% level -3.130		

Θα συγκρίνω τα test statistic με τις τιμές των test critical values. Η τιμή -1.358 είναι μεγαλύτερη από τις τιμές των critical values όλων των επιπέδων σημαντικότητας (1%, 5%, 10%). Οπότε δεν μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι έχει μοναδιαία ρίζα. Άρα έχει μοναδιαία ρίζα οπότε δεν είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Ένας δεύτερος τρόπος ελέγχου στασιμότητας είναι βλέποντας την τιμή της πιθανότητας. Εδώ ισούται με $0.872 > 0.05$ άρα δεν μπορώ να απορρίψω την μηδενική υπόθεση άρα έχει μοναδιαία ρίζα επομένως δεν είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Επομένως ο έλεγχος συνεχίζεται παίρνοντας τις πρώτες διαφορές της μεταβλητής.

ΧΡΥΣΟΣ ΠΡΩΤΕΣ ΔΙΑΦΟΡΕΣ

test critical values	t-statistic	probability
1% level -3.971	-20.314	0
5% level -3.416		
10% level -3.130		

Θα συγκρίνω τα test statistic με τις τιμές των test critical values. Η τιμή -20.314 είναι μικρότερη από τις τιμές των critical values όλων των επιπέδων σημαντικότητας (1%, 5%, 10%). Οπότε μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι έχει μοναδιαία ρίζα. Άρα δεν έχει μοναδιαία ρίζα οπότε είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Ένας δεύτερος τρόπος ελέγχου στασιμότητας είναι βλέποντας την τιμή της πιθανότητας. Εδώ ισούται με

$0 < 0.05$ άρα μπορώ να απορρίψω την μηδενική υπόθεση άρα δεν έχει μοναδιαία ρίζα επομένως είναι στάσιμη στις πρώτες διαφορές της.

ΠΛΑΤΙΝΑ

test critical values	t-statistic	probability
1% level -3.971	-1.945	0.629
5% level -3.416		
10% level -3.130		

Θα συγκρίνω τα test statistic με τις τιμές των test critical values. Η τιμή -1.945 είναι μεγαλύτερη από τις τιμές των critical values όλων των επιπέδων σημαντικότητας (1%, 5%, 10%). Οπότε δεν μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι έχει μοναδιαία ρίζα. Άρα έχει μοναδιαία ρίζα οπότε δεν είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Ένας δεύτερος τρόπος ελέγχου στασιμότητας είναι βλέποντας την τιμή της πιθανότητας. Εδώ ισούται με $0.629 > 0.05$ άρα δεν μπορώ να απορρίψω την μηδενική υπόθεση άρα έχει μοναδιαία ρίζα επομένως δεν είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Επομένως ο έλεγχος συνεχίζεται παίρνοντας τις πρώτες διαφορές της μεταβλητής.

ΠΛΑΤΙΝΑ ΠΡΩΤΕΣ ΔΙΑΦΟΡΕΣ

test critical values	t-statistic	probability
1% level -3.971	-20.121	0
5% level -3.416		
10% level -3.130		

Θα συγκρίνω τα test statistic με τις τιμές των test critical values. Η τιμή -20.121 είναι μικρότερη από τις τιμές των critical values όλων των επιπέδων σημαντικότητας (1%, 5%, 10%). Οπότε μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι έχει μοναδιαία ρίζα. Άρα δεν έχει μοναδιαία ρίζα οπότε είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Ένας δεύτερος τρόπος ελέγχου στασιμότητας είναι βλέποντας την τιμή της πιθανότητας. Εδώ ισούται με $0 < 0.05$ άρα μπορώ να απορρίψω την μηδενική υπόθεση άρα δεν έχει μοναδιαία ρίζα επομένως είναι στάσιμη στις πρώτες διαφορές της.

PYZI

test critical values	t-statistic	probability
1% level -3.971	-3.072	0.113
5% level -3.416		
10% level -3.130		

Θα συγκρίνω τα test statistic με τις τιμές των test critical values. Η τιμή -3.072 είναι μεγαλύτερη από τις τιμές των critical values όλων των επιπέδων σημαντικότητας (1%, 5%, 10%). Οπότε δεν μπορούμε να

απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι έχει μοναδιαία ρίζα. Άρα έχει μοναδιαία ρίζα οπότε δεν στάσιμη στα επίπεδα της. Ένας δεύτερος τρόπος ελέγχου στασιμότητας είναι βλέποντας την τιμή της πιθανότητας. Εδώ ισούται με $0.113 > 0.05$ άρα δεν μπορώ να απορρίψω την μηδενική υπόθεση άρα έχει μοναδιαία ρίζα επομένως δεν είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Επομένως ο έλεγχος συνεχίζεται παίρνοντας τις πρώτες διαφορές της μεταβλητής

ΡΥΖΙ ΠΡΩΤΕΣ ΔΙΑΦΟΡΕΣ

test critical values		t-statistic	probability
1% level	-3.971	-18.995	0
5% level	-3.416		
10% level	-3.130		

Θα συγκρίνω τα test statistic με τις τιμές των test critical values. Η τιμή -18.995 είναι μικρότερη από τις τιμές των critical values όλων των επιπέδων σημαντικότητας (1%, 5%, 10%). Οπότε μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι έχει μοναδιαία ρίζα. Άρα δεν έχει μοναδιαία ρίζα οπότε είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Ένας δεύτερος τρόπος ελέγχου στασιμότητας είναι βλέποντας την τιμή της πιθανότητας. Εδώ ισούται με $0 < 0.05$ άρα μπορώ να απορρίψω την μηδενική υπόθεση άρα δεν έχει μοναδιαία ρίζα επομένως είναι στάσιμη στις πρώτες διαφορές της.

ΑΣΗΜΙ

test critical values		t-statistic	probability
1% level	-3.971	-2.186	0.495
5% level	-3.416		
10% level	-3.130		

Θα συγκρίνω τα test statistic με τις τιμές των test critical values. Η τιμή -2.186 είναι μεγαλύτερη από τις τιμές των critical values όλων των επιπέδων σημαντικότητας (1%, 5%, 10%). Οπότε δεν μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι έχει μοναδιαία ρίζα. Άρα έχει μοναδιαία ρίζα οπότε δεν στάσιμη στα επίπεδα της. Ένας δεύτερος τρόπος ελέγχου στασιμότητας είναι βλέποντας την τιμή της πιθανότητας. Εδώ ισούται με $0.495 > 0.05$ άρα δεν μπορώ να απορρίψω την μηδενική υπόθεση άρα έχει μοναδιαία ρίζα επομένως δεν είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Επομένως ο έλεγχος συνεχίζεται παίρνοντας τις πρώτες διαφορές της μεταβλητής.

ΑΣΗΜΙ ΠΡΩΤΕΣ ΔΙΑΦΟΡΕΣ

test critical values		t-statistic	probability
1% level	-3.971	-20.279	0
5% level	-3.416		
10% level	-3.130		

Θα συγκρίνω τα test statistic με τις τιμές των test critical values. Η τιμή -20.279 είναι μικρότερη από τις τιμές των critical values όλων των επιπέδων σημαντικότητας (1%, 5%, 10%). Οπότε μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι έχει μοναδιαία ρίζα. Άρα δεν έχει μοναδιαία ρίζα οπότε είναι στάσιμη στις πρώτες διαφορές της. Ένας δεύτερος τρόπος ελέγχου στασιμότητας είναι βλέποντας την τιμή της πιθανότητας. Εδώ ισούται με $0 < 0.05$ άρα μπορώ να απορρίψω την μηδενική υπόθεση άρα δεν έχει μοναδιαία ρίζα επομένως είναι στάσιμη στις πρώτες διαφορές της.

ΣΟΓΙΑ

test critical values		t-statistic	probability
1% level	-3.971	-3.206	0.083
5% level	-3.416		
10% level	-3.130		

Θα συγκρίνω τα test statistic με τις τιμές των test critical values. Η τιμή -3.206 είναι μεγαλύτερη από τις τιμές των critical values όλων των επιπέδων σημαντικότητας 1% και 5%. Σε επίπεδο σημαντικότητας 10% είναι μικρότερη. Συμπερασματικά δεν μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση σε επίπεδο σημαντικότητας 1% και 5%, ότι έχει μοναδιαία ρίζα. Άρα έχει μοναδιαία ρίζα οπότε δεν είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Ένας δεύτερος τρόπος ελέγχου στασιμότητας είναι βλέποντας την τιμή της πιθανότητας. Εδώ ισούται με $0.083 > 0.05$ άρα δεν μπορώ να απορρίψω την μηδενική υπόθεση άρα έχει μοναδιαία ρίζα επομένως δεν είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Επομένως ο έλεγχος συνεχίζεται παίρνοντας τις πρώτες διαφορές της μεταβλητής.

ΣΟΓΙΑ ΠΡΩΤΕΣ ΔΙΑΦΟΡΕΣ

test critical values		t-statistic	probability
1% level	-3.971	19.858	0
5% level	-3.416		
10% level	-3.130		

Θα συγκρίνω τα test statistic με τις τιμές των test critical values. Η τιμή -19.858 είναι μικρότερη από τις τιμές των critical values όλων των επιπέδων σημαντικότητας (1%, 5%, 10%). Οπότε μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι έχει μοναδιαία ρίζα. Άρα δεν έχει μοναδιαία ρίζα οπότε είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Ένας δεύτερος τρόπος ελέγχου στασιμότητας είναι βλέποντας την τιμή της πιθανότητας. Εδώ ισούται με

$0 < 0.05$ άρα μπορώ να απορρίψω την μηδενική υπόθεση άρα δεν έχει μοναδιαία ρίζα επομένως είναι στάσιμη στις πρώτες διαφορές της.

ZAXAPH

test critical values	t-statistic	probability
1% level -3.971	-3.259	0.074
5% level -3.416		
10% level -3.130		

Θα συγκρίνω τα test statistic με τις τιμές των test critical values. Η τιμή -3.259 είναι μεγαλύτερη από τις τιμές των critical values όλων των επιπέδων σημαντικότητας 1% και 5%. Σε επίπεδο σημαντικότητας 10% είναι μικρότερη. Συμπερασματικά δεν μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση σε επίπεδο σημαντικότητας 1% και 5%, ότι έχει μοναδιαία ρίζα. Άρα έχει μοναδιαία ρίζα οπότε δεν στάσιμη στα επίπεδα της. Ένας δεύτερος τρόπος ελέγχου στασιμότητας είναι βλέποντας την τιμή της πιθανότητας. Εδώ ισούται με $0.074 > 0.05$ άρα δεν μπορώ να απορρίψω την μηδενική υπόθεση άρα έχει μοναδιαία ρίζα επομένως δεν είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Επομένως ο έλεγχος συνεχίζεται παίρνοντας τις πρώτες διαφορές της μεταβλητής.

ZAXAPH ΠΡΩΤΕΣ ΔΙΑΦΟΡΕΣ

test critical values	t-statistic	probability
1% level -3.971	-19.619	0
5% level -3.416		
10% level -3.130		

Θα συγκρίνω τα test statistic με τις τιμές των test critical values. Η τιμή -19.619 είναι μικρότερη από τις τιμές των critical values όλων των επιπέδων σημαντικότητας (1%, 5%, 10%). Οπότε μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι έχει μοναδιαία ρίζα. Άρα δεν έχει μοναδιαία ρίζα οπότε είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Ένας δεύτερος τρόπος ελέγχου στασιμότητας είναι βλέποντας την τιμή της πιθανότητας. Εδώ ισούται με $0 < 0.05$ άρα μπορώ να απορρίψω την μηδενική υπόθεση άρα δεν έχει μοναδιαία ρίζα επομένως είναι στάσιμη στις πρώτες διαφορές της.

ΣΙΤΑΡΙ

test critical values	t-statistic	probability
1% level -3.971	-3.047	0.120
5% level -3.416		
10% level -3.130		

Θα συγκρίνω τα test statistic με τις τιμές των test critical values. Η τιμή -3.047 είναι μεγαλύτερη από τις τιμές των critical values όλων των επιπέδων σημαντικότητας (1%, 5%, 10%). Οπότε δεν μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι έχει μοναδιαία ρίζα. Άρα έχει μοναδιαία ρίζα οπότε δεν στάσιμη στα επίπεδα της. Ένας δεύτερος τρόπος ελέγχου στασιμότητας είναι βλέποντας την τιμή της πιθανότητας. Εδώ ισούται με $0.120 > 0.05$ άρα δεν μπορώ να απορρίψω την μηδενική υπόθεση άρα έχει μοναδιαία ρίζα επομένως δεν είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Επομένως ο έλεγχος συνεχίζεται παίρνοντας τις πρώτες διαφορές της μεταβλητής.

ΣΙΤΑΡΙ ΠΡΩΤΕΣ ΔΙΑΦΟΡΕΣ

test critical values	t-statistic	probability
1% level -3.971	-20.281	0
5% level -3.416		
10% level -3.130		

Θα συγκρίνω τα test statistic με τις τιμές των test critical values. Η τιμή -20.281 είναι μικρότερη από τις τιμές των critical values όλων των επιπέδων σημαντικότητας (1%, 5%, 10%). Οπότε μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι έχει μοναδιαία ρίζα. Άρα δεν έχει μοναδιαία ρίζα οπότε είναι στάσιμη στα επίπεδα της. Ένας δεύτερος τρόπος ελέγχου στασιμότητας είναι βλέποντας την τιμή της πιθανότητας. Εδώ ισούται με $0 < 0.05$ άρα μπορώ να απορρίψω την μηδενική υπόθεση άρα δεν έχει μοναδιαία ρίζα επομένως είναι στάσιμη στις πρώτες διαφορές της.

7. Έλεγχος καθορισμού υστερήσεων

ΧΡΥΣΟΣ-ΑΣΗΜΙ-ΠΛΑΤΙΝΑ

lag	logl	lr	fpe	aic	sc	hq
0	-1290.558	NA	0.008	3.717	3.736	3.724
1	3517.955	9561.756	8.46e-09	-10.074	-9.996	-10.044
2	3586.565	135.839	7.13e-09	-10.245	-10.108*	-10.192*
3	3596.206	19.005	7.11e-09	-10.247	-10.051	-10.171
4	3602.372	12.101	7.17e-09	-10.239	-9.984	-10.141
5	3618.012	30.560	7.04e-09*	-10.258*	-9.945	-10.137
6	3620.492	4.825	7.17e-09	-10.239	-9.867	-10.095
7	3634.275	26.693	7.07e-09	-10.253	-9.822	-10.087
8	3644.790	20.274	7.04e-09	-10.258	-9.768	-10.068
9	3652.034	13.906	7.08e-09	-10.252	-9.704	-10.040
10	3662.424	19.853*	7.05e-09	-10.256	-9.649	-10.022

11	3666.058	6.912	7.16e-09	-10.241	-9.575	-9.983
12	3673.881	14.813	7.18e-09	-10.238	-9.513	-9.957

Το akaike δίνει τις μικρότερες τιμές από όλα τα κριτήρια πληροφοριών. Προτείνει πέντε υστερήσεις οπότε εμείς στον johansen θα πάρουμε μία λιγότερο. Δηλαδή τέσσερις.

ΧΡΥΣΟΣ-ΑΣΗΜΙ

lag	logl	lr	fpe	aic	sc	hq
0	-1216.124	NA	0.113	3.500	3.513	3.505
1	2240.013	6882.480	5.59e-06	-6.419	-6.380	-6.404
2	2284.450	88.236	4.97e-06	-6.535	-6.470*	-6.510
3	2292.128	15.201	4.92e-06	-6.546	-6.454	-6.510*
4	2297.255	10.122	4.90e-06	-6.549	-6.432	-6.504
5	2301.433	8.222	4.90e-06	-6.550	-6.406	-6.494
6	2303.176	3.420	4.93e-06	-6.543	-6.373	-6.477
7	2310.262	13.866	4.89e-06	-6.552	-6.356	-6.476
8	2317.169	13.477	4.85e-06	-6.560	-6.338	-6.474
9	2319.275	4.097	4.88e-06	-6.555	-6.307	-6.459
10	2326.342	13.707	4.83e-06*	-6.564*	-6.289	-6.458
11	2327.350	1.949	4.88e-06	-6.555	-6.255	-6.439
12	2333.855	12.542*	4.84e-06	-6.562	-6.236	-6.436

Από όλα τα κριτήρια πληροφορίας μικρότερες τιμές παίρνει το akaike. Άρα οι υστερήσεις είναι δέκα. Στον johansen θα πάρουμε εννιά.

ΧΡΥΣΟΣ-ΠΛΑΤΙΝΑ

lag	logl	lr	fpe	aic	sc	hq
0	-1182.567	NA	0.103	3.403	3.416	3.408
1	2393.972	7122.246	3.59e-06	-6.861	-6.822	-6.846
2	2447.311	105.912	3.11e-06	-7.003	-6.938*	-6.978*
3	2452.993	11.249	3.10e-06	-7.008	-6.917	-6.973
4	2454.787	3.540	3.12e-06	-7.002	-6.884	-6.956
5	2463.194	16.548	3.08e-06	-7.014	-6.871	-6.959
6	2465.100	3.742	3.10e-06	-7.008	-6.839	-6.943
7	2467.425	4.549	3.11e-06	-7.004	-6.808	-6.928
8	2476.327	17.369	3.07e-06	-7.018	-6.796	-6.932
9	2480.755	8.612	3.07e-06	-7.019	-6.771	-6.923
10	2487.286	12.669	3.04e-06	-7.026	-6.752	-6.920
11	2489.758	4.779	3.06e-06	-7.022	-6.721	-6.906
12	2496.697	13.380*	3.03e-06*	-7.030*	-6.704	-6.904

Από όλα τα κριτήρια πληροφορίας μικρότερες τιμές παίρνει το akaike. Άρα οι υστερήσεις που θα πάρω είναι δώδεκα. Στον johansen θα πάρουμε έντεκα.

ΑΣΗΜΙ-ΠΛΑΤΙΝΑ

lag	logl	lr	fpe	aic	sc	hq
0	-1186.707	NA	0.104	3.415	3.428	3.420
1	2080.924	6507.093	8.82e-06	-5.962	-5.923	-5.947
2	2122.043	81.648	7.93e-06	-6.069	-6.003*	-6.043*
3	2129.064	13.900*	7.86e-06*	-6.077*	-5.986	-6.042
4	2130.381	2.600	7.92e-06	-6.070	-5.952	-6.024
5	2133.783	6.696	7.94e-06	-6.068	-5.924	-6.012
6	2134.560	1.524	8.01e-06	-6.059	-5.889	-5.993
7	2137.277	5.317	8.04e-06	-6.055	-5.859	-5.979
8	2140.130	5.565	8.07e-06	-6.052	-5.830	-5.966
9	2143.595	6.742	8.08e-06	-6.050	-5.802	-5.954
10	2144.955	2.636	8.14e-06	-6.042	-5.768	-5.936
11	2146.576	3.136	8.20e-06	-6.036	-5.735	-5.919
12	2148.988	4.649	8.23e-06	-6.031	-5.705	-5.905

Από όλα τα κριτήρια πληροφορίας μικρότερες τιμές παίρνει το akaike. Άρα οι υστερήσεις είναι τρεις. Στον johansen θα πάρουμε δύο.

ΧΡΥΣΟΣ-ΠΛΑΤΙΝΑ (1980-2000)

lag	logl	lr	fpe	aic	sc	hq
0	160.123	NA	0.000977	-1.254	-1.226	-1.243
1	867.737	1398.380	3.67e-06	-6.839	-6.755*	-6.805
2	878.790	21.666	3.47e-06	-6.895	-6.755	-6.838
3	887.391	16.725	3.35e-06*	-6.931*	-6.735	-6.852*
4	888.772	2.663	3.42e-06	-6.910	-6.658	-6.809
5	890.540	3.381	3.48e-06	-6.893	-6.585	-6.769
6	894.767	8.017	3.47e-06	-6.894	-6.530	-6.748
7	896.281	2.847	3.54e-06	-6.875	-6.455	-6.706
8	902.961	12.458*	3.47e-06	-6.896	-6.420	-6.704
9	905.544	4.778	3.51e-06	-6.885	-6.353	-6.671
10	908.775	5.922	3.53e-06	-6.879	-6.290	-6.642
11	910.430	3.008	3.60e-06	-6.860	-6.216	-6.601
12	912.699	4.088	3.65e-06	-6.846	-6.146	-6.565

Από όλα τα κριτήρια πληροφορίας μικρότερες τιμές παίρνει το akaike. Άρα οι υστερήσεις είναι τρεις. Στον johansen θα πάρουμε δύο.

ΑΓΡΟΤΙΚΑ ΠΡΟΪΟΝΤΑ

lag	logl	lr	fpe	aic	sc	hq
0	-511.213	NA	1.05e-08	1.489	1.534	1.5067
1	6653.647	14165.01	1.38e-17	-18.958	-18.593	-18.817
2	6978.838	636.365	6.23e-18*	-19.752*	-19.066*	-19.487*
3	7012.074	64.370	6.52e-18	-19.707	-18.701	-19.318
4	7043.117	59.499	6.86e-18	-19.655	-18.329	-19.142
5	7089.872	88.674	6.91e-18	-19.649	-18.003	-19.012
6	7116.664	50.271	7.37e-18	-19.585	-17.619	-18.825
7	7143.998	50.741	7.85e-18	-19.522	-17.237	-18.639
8	7189.809	84.117	7.93e-18	-19.513	-16.908	-18.506
9	7215.711	47.041	8.48e-18	-19.447	-16.521	-18.316

10	7241.643	46.572	9.07e-18	-19.381	-16.135	-18.126
11	7291.008	87.665*	9.08e-18	-19.382	-15.816	-18.003
12	7323.137	56.409	9.55e-18	-19.333	-15.447	-17.831

Το akaike δίνει τις μικρότερες τιμές από όλα τα κριτήρια πληροφοριών. Προτείνει δύο υστερήσεις οπότε εμείς θα πάρουμε μία λιγότερο. Στον Johansen θα πάρουμε μία.

ΚΑΚΑΟ-ΚΑΦΕΣ

lag	logl	lr	fpe	aic	sc	hq
0	-718.333	NA	0.027	2.069	2.082	2.074
1	1798.535	5012.039	1.99e-05	-5.150	-5.111	-5.135
2	1840.892	84.106*	1.78e-05*	-5.261*	-5.195*	-5.235*
3	1843.447	5.058	1.79e-05	-5.257	-5.165	-5.221
4	1844.292	1.667	1.80e-05	-5.247	-5.130	-5.202
5	1846.625	4.591	1.81e-05	-5.243	-5.099	-5.187
6	1848.655	3.985	1.82e-05	-5.237	-5.067	-5.171
7	1851.714	5.985	1.83e-05	-5.234	-5.038	-5.159
8	1853.352	3.196	1.84e-05	-5.228	-5.005	-5.142
9	1854.791	2.799	1.85e-05	-5.220	-4.972	-5.124
10	1858.659	7.501	1.85e-05	-5.220	-4.945	-5.114
11	1862.996	8.387	1.85e-05	-5.221	-4.920	-5.105
12	1863.688	1.334	1.87e-05	-5.211	-4.885	-5.085

Το akaike δίνει τις μικρότερες τιμές από όλα τα κριτήρια πληροφοριών. Προτείνει δύο υστερήσεις οπότε εμείς θα πάρουμε μία λιγότερο. Στον Johansen θα πάρουμε μία.

ΚΑΚΑΟ-ΚΑΦΕΣ-ΖΑΧΑΡΗ

lag	logl	lr	fpe	aic	sc	hq
0	-1250.329	NA	0.007	3.601	3.621	3.609
1	2404.788	7268.221	2.07e-07	-6.875	-6.797	-6.845
2	2482.733	154.320	1.70e-07	-7.073	-6.936*	-7.020*
3	2491.955	18.179*	1.70e-07*	-7.074*	-6.878	-6.998
4	2498.285	12.424	1.71e-07	-7.066	-6.812	-6.968
5	2503.395	9.984	1.73e-07	-7.055	-6.742	-6.934
6	2509.271	11.431	1.75e-07	-7.046	-6.674	-6.902
7	2513.763	8.698	1.77e-07	-7.033	-6.602	-6.867
8	2520.555	13.096	1.78e-07	-7.027	-6.537	-6.838
9	2525.741	9.955	1.80e-07	-7.016	-6.467	-6.804
10	2533.996	15.774	1.80e-07	-7.014	-6.407	-6.779
11	2540.893	13.120	1.82e-07	-7.008	-6.342	-6.750
12	2543.558	5.047	1.85e-07	-6.990	-6.265	-6.709

Το akaike δίνει τις μικρότερες τιμές από όλα τα κριτήρια πληροφοριών. Προτείνει τρεις υστερήσεις οπότε εμείς θα πάρουμε μία λιγότερο. Στον Johansen θα πάρουμε δύο.

8. Έλεγχος συνολοκλήρωσης Johansen

Προκειμένου να εντοπίσουμε τις σχέσεις συνολοκλήρωσης ανάμεσα στις μεταβλητές μας θα χρησιμοποιήσουμε τη διαδικασία Johansen. Για να προχωρήσουμε σε αυτήν την διαδικασία, θα πρέπει οι μεταβλητές μας να έχουν μετατραπεί σε στάσιμες. Εφόσον καταλήξαμε σε αυτό σε όλες τις μεταβλητές, μπορούμε να προχωρήσουμε στην διαδικασία συνολοκλήρωσης.

Πολύτιμα μέταλλα

ΧΡΥΣΟΣ-ΑΣΗΜΙ

hypothesized no of ce	eigenvalue	trace statistic	critical value 0.05	probability
None	0.013	10.837	15.494	0.221
At most 1	0.001	1.163	3.841	0.280

Βαθμός Συνολοκλήρωσης (Ιχνος)

Στην πρώτη σειρά $\text{trace statistic} = 10.837 < \text{critical value} = 15.494$ οπότε δεν απορρίπτω την υπόθεση ότι δεν υπάρχει διάνυσμα συνολοκλήρωσης (αλλιώς βλέποντας την πιθανότητα $= 0.221 > 0.05$). Άρα αποδεχόμαστε την υπόθεση ότι δεν υπάρχει κανένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης.

hypothesized no of ce	eigenvalue	max-eigen statistic	critical value 0.05	probability
None	0.013	9.673	14.264	0.234
At most 1	0.001	1.163	3.841	0.280

Βαθμός Συνοκλήρωσης (eigenvalue)

Στην πρώτη σειρά $eigen\ statistic = 9.673 < critical\ value = 14.264$ οπότε δεν απορρίπτω την υπόθεση ότι δεν υπάρχει διάνυμα συνολοκλήρωσης. Επίσης στην πρώτη γραμμή $probability = 0.234 > 0.05$ άρα αποδεχόμαστε την υπόθεση ότι δεν υπάρχει κανένα διάνυμα συνολοκλήρωσης.

Τα δύο τεστ κατέληξαν σε ίδια συμπεράσματα

ΧΡΥΣΟΣ-ΠΛΑΤΙΝΑ

hypothesized no of ce	eigenvalue	trace statistic	critical value 0.05	probability
None	0.010	10.048	15.494	0.277
At most 1	0.003	2.522	3.841	0.112

Βαθμός Συνολοκλήρωσης (Ιχνος)

Στην πρώτη σειρά $trace\ statistic = 10.048 < critical\ value = 15.494$ οπότε δεν απορρίπτω την υπόθεση ότι δεν υπάρχει διάνυμα συνολοκλήρωσης (αλλιώς βλέποντας την πιθανότητα $= 0.277 > 0.05$). Άρα αποδεχόμαστε την υπόθεση ότι δεν υπάρχει κανένα διάνυμα συνολοκλήρωσης.

hypothesized no of ce	eigenvalue	Max-eigen statistic	critical value 0.05	probability
None	0.010	7.525	14.264	0.428
At most 1	0.003	2.522	3.841	0.112

Βαθμός Συνοκλήρωσης (eigenvalue)

Στην πρώτη σειρά $eigen\ statistic = 7.525 < critical\ value = 14.264$ οπότε δεν απορρίπτω την υπόθεση ότι δεν υπάρχει διάνυμα συνολοκλήρωσης. Επίσης στην πρώτη γραμμή $prob = 0.428 > 0.05$ άρα αποδεχόμαστε την υπόθεση ότι δεν υπάρχει κανένα διάνυμα συνολοκλήρωσης.

Τα δύο τεστ κατέληξαν σε ίδια συμπεράσματα

ΑΣΗΜΙ-ΠΛΑΤΙΝΑ

hypothesized no of ce	eigenvalue	trace statistic	critical value 0.05	probability
None	0.009	8.860	15.494	0.378
At most 1	0.003	2.221	3.841	0.136

Βαθμός Συνολοκλήρωσης (Ιχνος)

Στην πρώτη σειρά $\text{trace statistic} = 8.860 < \text{critical value} = 15.494$ οπότε δεν απορρίπτω την υπόθεση ότι δεν υπάρχει διάνυσμα συνολοκλήρωσης. (Αλλιώς βλέποντας την πιθανότητα $= 0.378 > 0.05$) Άρα αποδεχόμαστε την υπόθεση ότι δεν υπάρχει κανένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης.

hypothesized no of ce	eigenvalue	Max-eigen statistic	critical value 0.05	probability
None	0.009	6.639	14.264	0.532
At most 1	0.003	2.221	3.841	0.136

Βαθμός Συνοκλήρωσης (eigenvalue)

Στην πρώτη σειρά $\text{eigen statistic} = 6.639 < \text{critical value} = 14.264$ οπότε δεν απορρίπτω την υπόθεση ότι δεν υπάρχει διάνυσμα συνολοκλήρωσης. Επίσης στην πρώτη γραμμή $\text{prob} = 0.532 > 0.05$ άρα αποδεχόμαστε την υπόθεση ότι δεν υπάρχει κανένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης.

Τα δύο τεστ κατέληξαν σε ίδια συμπεράσματα

ΧΡΥΣΟΣ-ΠΛΑΤΙΝΑ (1980-2000)

hypothesized no of ce	eigenvalue	trace statistic	critical value 0.05	probability
None	0.043	11.799	15.494	0.166
At most 1	0.002	0.576	3.841	0.447

Βαθμός Συνολοκλήρωσης (Ιχνος)

Στην πρώτη σειρά $\text{trace statistic} = 11.799 < \text{critical value} = 15.494$ οπότε δεν απορρίπτω την υπόθεση ότι δεν υπάρχει διάνυσμα συνολοκλήρωσης. (Αλλιώς βλέποντας την πιθανότητα $= 0.166 > 0.05$) Άρα αποδεχόμαστε την υπόθεση ότι δεν υπάρχει κανένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης.

hypothesized no of ce	eigenvalue	max-eigen statistic	critical value 0.05	probability
None	0.043	11.222	14.264	0.143
At most 1	0.002	0.576	3.841	0.447

Βαθμός Συνοκλήρωσης (eigenvalue)

Στην πρώτη σειρά $\text{eigen statistic} = 11.222 < \text{critical value} = 14.264$ οπότε δεν απορρίπτω την υπόθεση ότι δεν υπάρχει διάνυσμα συνολοκλήρωσης. Επίσης στην πρώτη γραμμή $\text{prob} = 0.143 > 0.05$ άρα αποδεχόμαστε την υπόθεση ότι δεν υπάρχει κανένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης.

Τα δύο τεστ κατέληξαν σε ίδια συμπεράσματα

ΑΓΡΟΤΙΚΑ ΠΡΟΙΟΝΤΑ

hypothesized no of ce	eigenvalue	trace statistic	critical value 0.05	probability
None	0.100	223.700	125.615	0
At most 1	0.065	148.893	95.753	0
At most 2	0.054	100.914	69.818	0
At most 3	0.041	61.576	47.856	0.001
At most 4	0.026	31.853	29.797	0.028
At most 5	0.013	12.805	15.494	0.122
At most 6	0.004	3.196	3.841	0.073

Βαθμός Συνολοκλήρωσης (Ιχνος)

Στην πρώτη $\text{trace statistic} = 223.700 > \text{critical value} = 125.615$ οπότε απορρίπτω την υπόθεση ότι δεν υπάρχει διάνυσμα συνολοκλήρωσης. (Αλλιώς $0 < 0.05$). Συνεχίζουμε μέχρι να αποδεχτούμε την υπόθεση λέγοντας ότι υπάρχει ένα συγκεκριμένο πλήθος διανυσμάτων συνολοκλήρωσης. Στη δεύτερη σειρά του πίνακα $\text{trace statistic} = 148.893 > \text{critical value} = 95.753$ άρα απορρίπτω την υπόθεση ότι υπάρχει ένα

διάνυσμα συνολοκλήρωσης. (Αλλιώς $0 < 0.05$). Στην τρίτη σειρά $\text{trace statistic} = 100.914 > \text{critical value} = 69.818$ (αλλιώς $0 < 0.05$)

Οπότε απορρίπτω την υπόθεση ότι υπάρχουν δύο διανύσματα συνολοκλήρωσης και συνεχίζω μέχρι να δεχτώ την υπόθεση και να σταματήσω. Στην τέταρτη σειρά $\text{trace statistic} = 61.576 > \text{critical value} = 47.856$ (αλλιώς $0.001 < 0.05$) άρα απορρίπτω την υπόθεση ότι υπάρχουν τρία διανύσματα συνολοκλήρωσης. Στην πέμπτη σειρά $\text{trace statistic} = 31.853 > \text{critical value} = 29.797$ (αλλιώς $0.028 < 0.05$) άρα απορρίπτω την υπόθεση ότι υπάρχουν τέσσερα διανύσματα συνολοκλήρωσης και συνεχίζω. Στην έκτη σειρά $\text{trace statistic} = 12.805 < \text{critical value} = 15.494$ (αλλιώς $0.122 > 0.05$) αποδέχομαι την υπόθεση ότι υπάρχουν πέντε διανύσματα συνολοκλήρωσης και σταματάω εδώ.

hypothesized no of ce	eigenvalue	max-eigen statistic	critical value 0.05	probability
None	0.100	74.806	46.231	0
At most 1	0.065	47.979	40.077	0.005
At most 2	0.054	39.337	33.876	0.010
At most 3	0.041	29.723	27.584	0.026
At most 4	0.026	19.048	21.131	0.095
At most 5	0.013	9.608	14.264	0.238
At most 6	0.004	3.196	3.841	0.073

Βαθμός Συνοκλήρωσης (eigenvalue)

Στην πρώτη σειρά $\text{eigen statistic} = 74.806 > \text{critical value} = 46.231$ οπότε απορρίπτω την υπόθεση ότι δεν υπάρχει διάνυσμα συνολοκλήρωσης. (Αλλιώς $0 < 0.05$). Συνεχίζουμε μέχρι να αποδεχτούμε την υπόθεση λέγοντας ότι υπάρχει ένα συγκεκριμένο πλήθος διανυσμάτων συνολοκλήρωσης. Στη δεύτερη σειρά του πίνακα $\text{eigen statistic} = 47.979 > \text{critical value} = 40.077$ άρα απορρίπτω την υπόθεση ότι υπάρχει ένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης. (Αλλιώς $0.005 < 0.05$)

Στην τρίτη σειρά $\text{eigen statistic} = 39.337 > \text{critical value} = 33.876$ (αλλιώς $0.010 < 0.05$) οπότε απορρίπτω την υπόθεση ότι υπάρχουν δύο διανύσματα συνολοκλήρωσης. Στην τέταρτη σειρά $\text{eigen statistic} = 29.723 > \text{critical value} = 27.584$ (αλλιώς $0.026 < 0.05$) οπότε απορρίπτω την υπόθεση ότι υπάρχουν τρία διανύσματα συνολοκλήρωσης. Στην πέμπτη σειρά $\text{eigen statistic} = 19.048 < \text{critical value} = 21.131$ (αλλιώς $0.238 > 0.05$) οπότε αποδέχομαι την υπόθεση ότι υπάρχουν τέσσερα διανύσματα συνολοκλήρωσης και σταματάω εδώ.

Τα δύο τεστ κατέληξαν σε διαφορετικά συμπεράσματα συμπεράσματα. Εμείς θα ακολουθήσουμε το τεστ του ίχνους γιατί θεωρείται πιο αξιόπιστο. Οπότε τα διανύσματα συνολοκλήρωσης είναι πέντε.

ΚΑΚΑΟ-ΚΑΦΕΣ

hypothesized no of ce	eigenvalue	trace statistic	critical value 0.05	probability
None	0.035	29.058	15.494	0.0003
At most 1	0.004	3.377	3.841	0.066

Βαθμός Συνολοκλήρωσης (Ιχνος)

Στην πρώτη σειρά trace statistic= 29.058>critical value =15.494 οπότε απορρίπτω την υπόθεση ότι δεν υπάρχει διάνυσμα συνολοκλήρωσης.(Αλλιώς βλέποντας την πιθανότητα =0.0003<0.05) Άρα συνεχίζουμε Στη δεύτερη σειρά trace statistic= 3.377<critical value =3.841 οπότε δεν απορρίπτω την υπόθεση ότι υπάρχει ένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης.(Αλλιώς βλέποντας την πιθανότητα =0.066>0.05)

hypothesized no of ce	eigenvalue	eigenvalue statistic	critical value 0.05	probability
None	0.035	25.681	14.264	0.0005
At most 1	0.004	3.377	3.841	0.066

Βαθμός Συνοκλήρωσης (eigenvalue)

Στην πρώτη σειρά eigen statistic=25.681>critical value =14.264 οπότε δεν απορρίπτω την υπόθεση ότι δεν υπάρχει διάνυσμα συνολοκλήρωσης.Επίσης στην πρώτη γραμμή prob=0.0005<0.05 άρα απορρίπτουμε την υπόθεση ότι δεν υπάρχει κανένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης. Στη δεύτερη σειρά eigen statistic=3.377 <critical value =3.841 οπότε δεν απορρίπτω την υπόθεση ότι υπάρχει ένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης.(Αλλιώς βλέποντας την πιθανότητα =0.066>0.05)

Τα δύο τεστ κατέληξαν σε ίδια συμπεράσματα

ΚΑΚΑΟ-ΚΑΦΕΣ-ZΑΧΑΡΗ

hypothesized no of ce	eigenvalue	trace statistic	critical value 0.05	probability
None	0.038	43.388	29.797	0.0008
At most 1	0.0169	15.421	15.494	0.051
At most 2	0.004	3.390	3.841	0.065

Βαθμός Συνολοκλήρωσης (Ιχνος)

Στην πρώτη σειρά trace statistic= 43.388>critical value =29.797 οπότε απορρίπτω την υπόθεση ότι δεν υπάρχει διάνυσμα συνολοκλήρωσης.(Αλλιώς βλέποντας την πιθανότητα =0<0.05) Άρα συνεχίζουμε Στη δεύτερη σειρά trace statistic= 15.421<critical value =15.494 οπότε δεν απορρίπτω την υπόθεση ότι υπάρχει ένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης.(Αλλιώς βλέποντας την πιθανότητα =0.051>0.05

hypothesized no of ce	eigenvalue	Max-eigen statistic	critical value 0.05	probability
None	0.038	27.967	21.131	0.004
At most 1	0.016	12.030	14.264	0.109
At most 2	0.004	3.390	3.841	0.065

Βαθμός Συνοκλήρωσης (eigenvalue)

Στην πρώτη σειρά eigen statistic=27.967>critical value =21.131 οπότε δεν απορρίπτω την υπόθεση ότι δεν υπάρχει διάνυσμα συνολοκλήρωσης. Επίσης στην πρώτη γραμμή prob=0.004<0.05 άρα απορρίπτουμε την υπόθεση ότι δεν υπάρχει κανένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης. Στη δεύτερη σειρά eigen statistic=12.030<critical value =14.264 οπότε δεν απορρίπτω την υπόθεση ότι υπάρχει ένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης.(Αλλιώς βλέποντας την πιθανότητα =0.109>0.05)

Τα δύο τεστ κατέληξαν σε ίδια συμπεράσματα

9.Υπόδειγμα διόρθωσης λαθών

Απ'την στιγμή που για τα αγροτικά προϊόντα βρήκαμε ότι συνολοκληρώνονται, μπορούμε να εφαρμόσουμε υπόδειγμα διόρθωσης λαθών το οποίο παρέχει τη μακροχρόνια και βραχυχρόνια σχέση των μεταβλητών.

cointegrating eq	cointeq1	cointeq2	cointeq3	cointeq4	cointeq5
lcocoa(-1)	1	0	0	0	0
lcoffee(-1)	0	1	0	0	0
lcotton(-1)	0	0	1	0	0
lrice(-1)	0	0	0	1	0
lsoybean(-1)	0	0	0	0	1
lsugar(-1)	2.671 (0.571) [4.674]	2.480 (0.553) [4.478]	0.821 (0.234) [3.507]	-0.114 (0.080) [-1.433]	0.439 (0.106) [4.145]
lwheat(-1)	-4.562 (0.816) [-5.590]	-4.191 (0.791) [-5.297]	-1.835 (0.334) [-5.487]	-0.762 (0.114) [-6.674]	-1.546 (0.151) [-10.210]
c	26.438	23.904	10.093	-2.015	2.826

error correction	d(lcocoa)	d(lcoffee)	d(lcotton)	d(lrice)	d(lsoybean)	d(lsugar)	d(lwheat)
cointeq1	-0.017 (0.008) [-2.037]	0.037 (0.008) [4.337]	0.007 (0.005) [1.404]	-0.005 (0.007) [-0.776]	0.011 (0.007) [1.583]	-0.001 (0.012) [-0.146]	-0.002 (0.007) [-0.376]
cointeq2	0.009 (0.009) [0.930]	-0.052 (0.010) [-5.253]	0.012 (0.006) [1.943]	-0.004 (0.008) [-0.537]	0.005 (0.008) [0.623]	-0.007 (0.015) [-0.476]	-0.009 (0.008) [-1.082]
cointeq3	0.012 (0.013) [0.924]	0.032 (0.014) [2.313]	-0.050 (0.008) [-5.819]	-0.000268 (0.011) [-0.022]	-0.000651 (0.011) [-0.055]	0.010 (0.021) [0.497]	0.013 (0.011) [1.181]
cointeq4	-0.001 (0.012) [-0.112]	-0.015 (0.012) [-1.286]	0.000985 (0.007) [0.128]	-0.058 (0.010) [-5.664]	0.002 (0.010) [0.267]	0.053 (0.018) [2.888]	0.005 (0.010) [0.500]
cointeq5	-0.001 (0.018) [-0.070]	-0.000209 (0.018) [-0.011]	0.001 (0.011) [0.141]	0.055 (0.015) [3.581]	-0.078 (0.015) [-5.064]	-0.037 (0.027) [-1.357]	0.052 (0.015) [3.437]
d(lcocoa(-1))	0.152 (0.038) [3.990]	0.060 (0.038) [1.578]	0.004 (0.023) [0.203]	0.060 (0.032) [1.864]	0.029 (0.032) [0.900]	0.053 (0.057) [0.919]	-0.002 (0.032) [-0.073]
d(lcoffee(-1))	0.028 (0.036) [0.786]	0.283 (0.036) [7.742]	-0.005 (0.022) [-0.224]	0.016 (0.030) [0.545]	0.024 (0.044) [0.797]	-0.011 (0.055) [-0.206]	-0.005 (0.030) [-0.176]
d(lcotton(-1))	0.029 (0.052) [0.557]	-0.009 (0.052) [-0.172]	0.511 (0.032) [15.701]	-0.026 (0.044) [-0.593]	0.092 (0.044) [2.088]	0.101 (0.079) [1.279]	-0.004 (0.043) (0.043)
d(lrice(-1))	0.053 (0.041) [1.286]	-0.034 (0.041) [-0.815]	0.046 (0.025) [1.807]	0.328 (0.035) [9.351]	0.006 (0.035) [0.187]	-0.033 (0.062) [-0.539]	0.107 (0.034) [3.078]
d(lsoybean(-1))	0.049 (0.047) [1.039]	0.009 (0.047) [0.194]	0.062 (0.029) [2.114]	0.088 (0.040) [2.206]	0.271 (0.040) [6.749]	0.114 (0.071) [1.591]	-0.086 (0.039) [-2.171]
d(lsugar(-1))	0.055 (0.024) [2.278]	-0.020 (0.024) [-0.827]	-0.031 (0.015) [-2.088]	0.013 (0.020) [0.629]	-0.007 (0.020) [-0.373]	0.278 (0.037) [7.538]	-0.005 (0.020) [-0.272]

d(lwheat(-1))	-0.023 (0.046) [-0.510]	-0.004 (0.046) [-0.085]	0.077 (0.028) [2.668]	0.017 (0.039) [0.440]	-0.028 (0.039) [0.825]	0.057 (0.070) [0.825]	0.296 (0.038) [7.633]
c	0.001 (0.002) [0.495]	0.001 (0.002) [0.438]	0.0004 (0.001) [0.306]	0.0009 (0.002) [0.477]	0.001 (0.002) [0.640]	0.0009 (0.003) [0.255]	0.001 (0.002) 0.611

Έχοντας μία χρονική υστέρηση:

$$lcocoa = -26.438 - 2.671lsugar + 4.562lwheat$$

$$lcoffee = -23.904 - 2.480lsugar + 4.191lwheat$$

$$lcotton = -10.093 - 0.821lsugar + 1.835lwheat$$

$$lrice = +2.015 + 0.114lsugar + 0.762lwheat$$

$$lsoybean = -2.826 - 0.439lsugar + 1.546lwheat$$

Από τη διόρθωση σφάλματος βλέπουμε τη βραχυπρόθεσμη λύση:

$$d(lcocoa) = +0.001 + 0.152d(lcocoa(-1)) + 0.028d(lcoffee(-1)) + 0.029d(lcotton(-1)) + 0.053d(lrice(-1)) + 0.049d(lsoybean(-1)) + 0.055d(lsugar(-1)) - 0.023d(lwheat(-1)) - 0.017 + 0.009 + 0.012 - 0.001 - 0.001$$

$$d(lcoffee) = +0.001 + 0.060d(lcocoa(-1)) + 0.283d(lcoffee(-1)) - 0.009d(lcotton(-1)) - 0.034d(lrice(-1)) + 0.0091d(lsoybean(-1)) - 0.020d(lsugar(-1)) - 0.004d(lwheat(-1)) + 0.037 - 0.052 + 0.032 - 0.015 - 0.0002$$

$$d(lcotton) = +0.0004 - 0.005d(lcocoa(-1)) - 0.005d(lcoffee(-1)) + 0.511d(lcotton(-1)) + 0.046d(lrice(-1)) + 0.062d(lsoybean(-1)) - 0.031d(lsugar(-1)) + 0.077d(lwheat(-1)) + 0.007 + 0.012 - 0.050 + 0.0009 + 0.001$$

$$d(lrice) = +0.0009 + 0.060d(lcocoa(-1)) + 0.016d(lcoffee(-1)) - 0.026d(lcotton(-1)) + 0.328d(lrice(-1)) + 0.088d(lsoybean(-1)) + 0.013028d(lsugar(-1)) + 0.017d(lwheat(-1)) - 0.005 - 0.004 - 0.0002 - 0.058 + 0.055$$

$$d(lsoybean) = 0.001 + 0.029d(lcocoa(-1)) + 0.024d(lcoffee(-1)) + 0.092d(lcotton(-1)) + 0.006d(lrice(-1)) + 0.271d(lsoybean(-1)) - 0.007d(lsugar(-1)) - 0.028d(lwheat(-1)) + 0.011 + 0.005 - 0.0006 + 0.002 - 0.078$$

$$d(lsugar) = 0.0009 + 0.053d(lcocoa(-1)) - 0.011d(lcoffee(-1)) + 0.101d(lcotton(-1)) - 0.033d(lrice(-1)) + 0.114d(lsoybean(-1)) + 0.278d(lsugar(-1)) + 0.057d(lwheat(-1)) - 0.001 - 0.007 + 0.010 + 0.053 - 0.037$$

$$d(lwheat) = 0.001 - 0.002d(lcocoa(-1)) - 0.005d(lcoffee(-1)) - 0.004d(lcotton(-1)) + 0.107d(lrice(-1)) - 0.086d(lsoybean(-1)) - 0.005d(lsugar(-1)) + 0.296d(lwheat(-1)) - 0.002 - 0.009 + 0.013 + 0.005 + 0.296$$

Θα πρέπει τα ect να είναι στατιστικά σημαντικά αλλά και αρνητικά ώστε η προσαρμογή να γίνεται προς την σωστή κατεύθυνση. Αρκεί να βρούμε τουλάχιστον μία μεταβλητή που να προσαρμόζεται, αλλιώς δεν υπάρχει συνολοκλήρωση. Στατιστικά σημαντικοί βρέθηκαν οι συντελεστές των $d(lcocoa)$, $d(lcoffee)$, $d(lcotton)$, $d(lrice)$, $d(lsoybean)$ καθώς είναι στατιστικά σημαντικοί και αρνητικοί.

Στο συνδυασμό κακάο-ζάχαρης-σόγιας-καφέ-σιταριού-ρυζιού-βαμβακιού μακροχρόνια η επίδραση του σιταριού στο κακάο, στον καφέ, στο βαμβάκι, στο ρύζι και στη σόγια είναι θετική. Για να υπάρχει βραχυχρόνια σχέση θα πρέπει έστω μία υστέρηση ή ένα ect να είναι σημαντικά. Βραχυχρόνια η επίδραση στον καφέ, βαμβάκι, ρύζι παραμένει θετική στο κακάο, στη σόγια γίνεται αρνητική και στην ζάχαρη θετική. Μακροχρόνια η επίδραση της ζάχαρης στο κακάο, καφέ, βαμβάκι, σόγια είναι αρνητική, ενώ στο ρύζι είναι θετική. Βραχυχρόνια η επίδραση της ζάχαρης στο κακάο και στο ρύζι είναι θετική ενώ στον καφέ, βαμβάκι, σόγια, σιτάρι είναι αρνητική. Βραχυχρόνια η επίδραση του βαμβακιού στο κακάο, βαμβάκι, σόγια, ζάχαρη είναι θετική ενώ είναι αρνητική στον καφέ, ρύζι, σιτάρι. Βραχυχρόνια η επίδραση του κακάο είναι θετική σε όλα εκτός από το βαμβάκι και το σιτάρι. Βραχυχρόνια η επίδραση του καφέ είναι σε όλα θετική εκτός από το βαμβάκι, ζάχαρη, σιτάρι που είναι αρνητική. Βραχυχρόνια η επίδραση του ρυζιού είναι θετική σε όλα εκτός από τον καφέ και την ζάχαρη που είναι αρνητική. Βραχυχρόνια η σόγια έχει θετική επίδραση σε όλα εκτός από το σιτάρι. Σε όλες τις περιπτώσεις η σχέση του κακάο με τον καφέ είναι θετική πράγμα λογικό καθώς στην πλειονότητα των περιπτώσεων λειτουργούν ως υποκατάστατα. Απ' την άλλη πλευρά ο καφές και η ζάχαρη έχουν αρνητική σχέση πράγμα αναμενόμενο αφού λειτουργούν ως συμπληρωματικά.

ΚΑΚΑΟ-ΚΑΦΕΣ

cointeq	cointeq1
lcocoa(-1)	1.000
lcoffee(-1)	-1.131 (0.106) [-10.625]
c	0.497

error correction	d(lcocoa)	d(lcoffee)
-------------------------	------------------	-------------------

cointeq1	-0.011 (0.007) [-1.504]	0.037 (0.007) [4.702]
d(lcocoa(-1))	0.168 (0.037) [4.467]	0.062 (0.037) [1.644]
d(lcoffee(-1))	0.035 (0.035) [0.991]	0.283 (0.035) [7.881]
c	0.001 (0.002) [0.607]	0.0009 (0.002) [0.393]

Έχοντας μία χρονική υστέρηση:

$$lcocoa = -0.497 + 1.131lcoffee$$

Από τη διόρθωση σφάλματος βλέπουμε τη βραχυπρόθεσμη λύση:

$$d(lcocoa) = +0.001 + 0.168d(lcocoa(-1)) + 0.035d(lcoffee(-1)) - 0.011$$

$$d(lcoffee) = +0.0009 + 0.062d(lcocoa(-1)) + 0.283d(lcoffee(-1)) + 0.037$$

Θα πρέπει τα ect να είναι στατιστικά σημαντικά αλλά και αρνητικά ώστε η προσαρμογή να γίνεται προς την σωστή κατεύθυνση. Αρκεί να βρούμε τουλάχιστον μία μεταβλητή που να προσαρμόζεται, αλλιώς δεν υπάρχει συνολοκλήρωση. Στατιστικά σημαντικό βρέθηκε ο συντελεστής του d(lcoffee) καθώς είναι στατιστικά σημαντικός δεν είναι όμως αρνητικός. Απ'την στιγμή που δεν βρήκαμε τουλάχιστον ένα στατιστικά σημαντικό και αρνητικό ect τότε καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι δεν υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ καφέ και κακάο.

Στο συνδυασμό καφέ-κακάο υπάρχει βραχυχρόνια σχέση, καθώς υπάρχει στατιστική σημαντικότητα, στην περίπτωση που ο καφές είναι η εξαρτημένη μεταβλητή αλλά και στην περίπτωση που το κακάο είναι η εξαρτημένη μεταβλητή. Σε οποιαδήποτε περίπτωση προέκυψε ότι ο καφές έχει θετική σχέση με το κακάο.

ΚΑΚΑΟ-ΚΑΦΕΣ-ΖΑΧΑΡΗ

cointegrating eq	cointeq1
lcocoa(-1)	1.000
lcoffee(-1)	-1.262 (0.144) [-8.710]
lsugar(-1)	0.111 (0.116) [0.953]
c	0.783

error correction	d(lcocoa)	d(lcoffee)	d(lsugar)
cointeq1	-0.008 (0.007) [-1.100]	0.037 (0.007) [5.060]	-0.000806 (0.011) [-0.072]
d(lcocoa(-1))	0.168 (0.038) [4.416]	0.066 (0.038) [1.728]	0.089 (0.058) [1.521]
d(lcocoa(-2))	-0.030 (0.038) [-0.787]	0.013 (0.038) [0.358]	0.020 (0.058) [0.343]
d(lcoffee(-1))	0.027 (0.037) [0.749]	0.260 (0.037) [6.971]	-0.005 (0.057) [0.094]
d(lcoffee(-2))	0.017 (0.037) [0.467]	0.084 (0.037) [2.250]	-0.047 (0.057) [-0.826]
d(lsugar(-1))	0.070 (0.024) [2.859]	-0.011 (0.024) [-0.472]	0.309 (0.037) [8.165]
d(lsugar(-2))	-0.057 (0.024) [-2.323]	-0.048 (0.024) [-1.930]	-0.092 (0.038) [-2.422]
c	0.001 (0.002) [0.640]	0.0009 (0.002) [0.403]	0.001 (0.003) [0.386]

$$lcocoa = -0.783 + 1.262lcoffee - 0.111lsugar$$

Από τη διόρθωση σφάλματος βλέπουμε τη βραχυπρόθεσμη λύση:

$$\begin{aligned}
 d(\text{lcocoa}) &= +0.001 + 0.168d(\text{lcocoa}(-1)) - 0.030d(\text{lcocoa}(-2)) + 0.027d(\text{lcoffee}(-1)) \\
 &+ 0.017d(\text{lcoffee}(-2)) + 0.070d(\text{lsugar}(-1)) - 0.057d(\text{lsugar}(-2)) - 0.008 \\
 d(\text{lcoffee}) &= +0.0009 + 0.066d(\text{lcocoa}(-1)) + 0.013d(\text{lcocoa}(-2)) \\
 &+ 0.260d(\text{lcoffee}(-1)) + 0.084d(\text{lcoffee}(-2)) - 0.011d(\text{lsugar}(-1)) - 0.048d(\text{lsugar}(-2)) + 0.037 \\
 d(\text{lsugar}) &= +0.001 + 0.089d(\text{lcocoa}(-1)) + 0.020d(\text{lcocoa}(-2)) - 0.005d(\text{lcoffee}(-1)) \\
 &- 0.047d(\text{lcoffee}(-2)) + 0.309d(\text{lsugar}(-1)) - 0.092d(\text{lsugar}(-2)) - 0.000806
 \end{aligned}$$

Θα πρέπει τα ect να είναι στατιστικά σημαντικά αλλά και αρνητικά ώστε η προσαρμογή να γίνεται προς την σωστή κατεύθυνση. Αρκεί να βρούμε τουλάχιστον μία μεταβλητή που να προσαρμόζεται, αλλιώς δεν υπάρχει συνολοκλήρωση. Στατιστικά σημαντικοί βρέθηκαν οι συντελεστές του $d(\text{lcoffee})$ καθώς είναι στατιστικά σημαντικός δεν είναι όμως αρνητικός. Απ'την στιγμή που δεν βρήκαμε τουλάχιστον ένα στατιστικά σημαντικό και αρνητικό ect τότε καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι δεν υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ καφέ, κακάο και ζάχαρης.

Στο συνδυασμό κακάο-καφέ-ζάχαρης υπάρχει βραχυχρόνια σχέση σε οποιαδήποτε περίπτωση καθώς εντοπίστηκε στατιστική σημαντικότητα. Σε όλες τις περιπτώσεις η σχέση καφέ-κακάο είναι θετική ενώ η σχέση ζάχαρης με καφέ είναι αρνητική.

10. Έλεγχος αιτιότητας κατά Granger

Αφού για τον χρυσό και την πλατίνα καταλήξαμε ότι δεν υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης τότε θα εφαρμόσουμε Granger causality στις πρώτες διαφορές τους έτσι ώστε να είναι στάσιμες οι μεταβλητές.

ΧΡΥΣΟΣ-ΠΛΑΤΙΝΑ

Sample: 1960-2018		Lags: 2	
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D(LPLATINUM) does	705	1.462	0.232

not Granger Cause D(LGOLD)		
D(LGOLD) does not Granger Cause D(LPLATINUM)	1.728	0.178

Στην πρώτη σειρά η πιθανότητα είναι $0.232 > 0.05$ άρα δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει αιτιότητα μεταξύ χρυσού και πλατίνας. Στη δεύτερη σειρά πιθανότητα $0.178 > 0.05$ οπότε δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει αιτιότητα.

Sample: 1960-2018		Lags: 4	
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D(LPLATINUM) does not Granger Cause D(LGOLD)	703	0.830	0.505
D(LGOLD) does not Granger Cause D(LPLATINUM)		3.782	0.004

Στην πρώτη σειρά η πιθανότητα είναι $0.505 > 0.05$ άρα δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει αιτιότητα. Στη δεύτερη σειρά πιθανότητα $0.004 < 0.05$ οπότε απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει αιτιότητα.

Sample: 1960-2018		Lags: 8	
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D(LPLATINUM) does not Granger Cause D(LGOLD)	699	1.476	0.162
D(LGOLD) does not Granger Cause D(LPLATINUM)		2.010	0.042

Στην πρώτη σειρά η πιθανότητα είναι $0.162 > 0.05$ άρα δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει αιτιότητα. Στη δεύτερη σειρά πιθανότητα $0.042 < 0.05$ οπότε απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει αιτιότητα.

Sample: 1960-2018		Lags: 12	
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D(LPLATINUM) does not Granger Cause D(LGOLD)	695	1.013	0.434
D(LGOLD) does not Granger Cause D(LPLATINUM)		1.645	0.074

Στην πρώτη σειρά η πιθανότητα είναι $0.434 > 0.05$ άρα δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει αιτιότητα. Στη δεύτερη σειρά πιθανότητα $0.074 > 0.05$ οπότε δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει αιτιότητα.

Επειδή έχω μηνιαία δεδομένα έκανα δοκιμές με πολλές υστερήσεις 4,8,12 και διαπίστωσα ότι αλλάζουν τα αποτελέσματα μου με την αλλαγή των υστερήσεων άρα το causality test μου σε αυτή την περίπτωση δεν ευσταθεί καθώς εξαρτάται από τον αριθμό των υστερήσεων.

ΧΡΥΣΟΣ-ΑΣΗΜΙ

Sample: 1960-2018		Lags: 4	
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D(LSILVER) does not Granger Cause D(LGOLD)	703	0.989	0.412
D(LGOLD) does not Granger Cause D(LSILVER)		1.384	0.237

Στην πρώτη σειρά η πιθανότητα είναι $0.412 > 0.05$ άρα δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει αιτιότητα μεταξύ χρυσού και πλατίνας. Στη δεύτερη σειρά πιθανότητα $0.237 > 0.05$ οπότε δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει αιτιότητα.

Sample: 1960-2018		Lags: 8	
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D(LSILVER) does not Granger Cause D(LGOLD)	699	0.962	0.464
D(LGOLD) does not Granger Cause D(LSILVER)		1.543	0.138

Στην πρώτη σειρά η πιθανότητα είναι $0.464 > 0.05$ άρα δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει αιτιότητα μεταξύ χρυσού και πλατίνας. Στη δεύτερη σειρά πιθανότητα $0.138 > 0.05$ οπότε δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει αιτιότητα.

Sample: 1960-2018		Lags: 12	
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D(LSILVER) does not Granger Cause D(LGOLD)	695	0.741	0.711
D(LGOLD) does not Granger Cause D(LSILVER)		1.484	0.124

Στην πρώτη σειρά η πιθανότητα είναι $0.711 > 0.05$ άρα δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει αιτιότητα μεταξύ χρυσού και πλατίνας. Στη δεύτερη σειρά πιθανότητα $0.124 > 0.05$ οπότε δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει αιτιότητα.

Επειδή έχω μηνιαία δεδομένα έκανα δοκιμές με πολλές υστερήσεις 4,8,12 και διαπίστωσα ότι δεν αλλάζουν τα αποτελέσματα μου με την αλλαγή των υστερήσεων άρα το causality test μου σε αυτή την περίπτωση ευσταθεί καθώς δεν εξαρτάται από τον αριθμό των υστερήσεων.

ΑΣΗΜΙ-ΠΛΑΤΙΝΑ

Sample: 1960-2018		Lags: 4	
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D(LPLATINUM) does not Granger Cause D(LSILVER)	703	0.763	0.549
D(LSILVER) does not Granger Cause D(LPLATINUM)		2.196	0.067

Στην πρώτη σειρά η πιθανότητα είναι $0.549 > 0,05$ άρα δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει αιτιότητα. Στη δεύτερη σειρά πιθανότητα $0.067 > 0.05$ οπότε δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει αιτιότητα.

Sample: 1960-2018		Lags: 8	
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D(LPLATINUM) does not Granger Cause D(LSILVER)	699	0.778	0.622
D(LSILVER) does not Granger Cause D(LPLATINUM)		1.210	0.289

Στην πρώτη σειρά η πιθανότητα είναι $0.622 > 0.05$ άρα δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει αιτιότητα. Στη δεύτερη σειρά πιθανότητα $0.289 > 0.05$ οπότε δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει αιτιότητα.

Sample: 1960-2018		Lags: 12	
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D(LPLATINUM) does not Granger Cause D(LSILVER)	695	1.012	0.435
D(LSILVER) does not Granger Cause D(LPLATINUM)		1.054	0.397

Στην πρώτη σειρά η πιθανότητα είναι $0.435 > 0.05$ άρα δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει αιτιότητα. Στη δεύτερη σειρά πιθανότητα $0.397 > 0.05$ οπότε δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει αιτιότητα.

Επειδή έχω μηνιαία δεδομένα έκανα δοκιμές με πολλές υστερήσεις 4,8,12 και διαπίστωσα ότι δεν αλλάζουν τα αποτελέσματα μου με την αλλαγή των υστερήσεων άρα το causality test μου σε αυτή την περίπτωση ευσταθεί καθώς δεν εξαρτάται από τον αριθμό των υστερήσεων.

ΧΡΥΣΟΣ-ΠΛΑΤΙΝΑ (σε δείγμα 1980-2000)

Sample: 1980-2000		Lags: 4	
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D(LPLATINUM) does not Granger Cause D(LGOLD)	252	1.606	0.173
D(LGOLD) does not Granger Cause D(LPLATINUM)		0.939	0.441

Στην πρώτη σειρά η πιθανότητα είναι $0.173 > 0.05$ άρα δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει αιτιότητα. Στη δεύτερη σειρά πιθανότητα $0.441 > 0.05$ οπότε δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει αιτιότητα.

Sample: 1980-2000		Lags: 8	
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D(LPLATINUM) does not Granger Cause D(LGOLD)	252	1.770	0.083
D(LGOLD) does not Granger Cause D(LPLATINUM)		0.761	0.637

Στην πρώτη σειρά η πιθανότητα είναι $0.083 > 0.05$ άρα δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει αιτιότητα. Στη δεύτερη σειρά πιθανότητα $0.637 > 0.05$ οπότε δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει αιτιότητα.

Sample: 1980-2000		Lags: 12	
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D(LPLATINUM) does not Granger Cause D(LGOLD)	252	1.692	0.069
D(LGOLD) does not Granger Cause D(LPLATINUM)		1.180	0.298

Στην πρώτη σειρά η πιθανότητα είναι $0.069 > 0.05$ άρα δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει αιτιότητα. Στη δεύτερη σειρά πιθανότητα $0.298 > 0.05$ οπότε δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει αιτιότητα.

Επειδή έχω μηνιαία δεδομένα έκανα δοκιμές με πολλές υστερήσεις 4,8,12 και διαπίστωσα ότι δεν αλλάζουν τα αποτελέσματα μου με την αλλαγή των υστερήσεων άρα το causality test μου σε αυτή την περίπτωση ευσταθεί καθώς δεν εξαρτάται από τον αριθμό των υστερήσεων.

11. Αποτελέσματα εμπειρικής ανάλυσης

Οι έλεγχοι Augmented Dickey Fuller κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι όλες οι μεταβλητές είναι μη στάσιμες στα επίπεδά τους εκτός από τη σόγια και το βαμβάκι. Όλοι οι έλεγχοι Phillips-Perron κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι όλες οι μεταβλητές είναι μη στάσιμες στα επίπεδά τους. Ακολουθήσαμε τα αποτελέσματα του Phillips-Perron επειδή αυτός ο έλεγχος λαμβάνει υπόψιν του την περίπτωση όπου τα κατάλοιπα δεν είναι λευκός θόρυβος.

Σε όλες τους συνδυασμούς μεταβλητών το akaike ήταν το κριτήριο πληροφοριών που έδινε τις ελάχιστες τιμές.

Στον συνδυασμό κακάο-ζάχαρης-σόγιας-καφέ-σιταριού-ρυζιού-βαμβακιού βρήκαμε πέντε διανύσματα συνολοκλήρωσης. Οι Labys και Lord(1992) εξέτασαν την συνολοκλήρωση της κατανάλωσης και παραγωγής κακάο,καφέ,χαλκού,βαμβάκι,αραβοσίτου,σόγια,ζάχαρη και σιτάρι από το διάστημα 1960-1989. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι υπάρχει μακροπρόθεσμη ισορροπία και ότι οι αποκλίσεις από αυτήν αντιπροσωπεύουν προσωρινές αποκλίσεις.

Μεταξύ χρυσού και πλατίνας δεν βρήκαμε κάποιο είδος συνολοκλήρωσης. Αυτό επαληθεύεται από τους Kearney και Lombra (2009) οι οποίοι δεν απορρίπτουν την μηδενική υπόθεση της μη συνολοκλήρωσης μεταξύ τιμών χρυσού και πλατίνας για ολόκληρη την περίοδο δειγματοληψίας.

Μεταξύ χρυσού-ασημιού δεν βρήκαμε συνολοκλήρωση ωστόσο οι ερευνητές έχουν εντοπίσει ένα είδος συνολοκλήρωσης την χρονιά 1979-1980 που οφείλεται στην περίοδο της “φούσκας” κατά την οποία σύμφωνα με τους συγγραφείς έχουμε αύξηση της τιμής του ασημιού και εμφάνιση συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών.

Μεταξύ κακάο-καφέ δεν βρέθηκε συνολοκλήρωση. Οι Brenner και Kroner δηλώνουν ότι οι περισσότερες εμπειρικές μελέτες έχουν απορρίψει την μακροχρόνια σχέση. Αποδίδουν αυτό το φαινόμενο στο ότι το καθαρό μεταφορικό κόστος μπορεί να μην είναι στάσιμη σειρά και επομένως να μην υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των τιμών των αγαθών.

12.Επίλογος

Στην παρούσα διπλωματική εργασία ερευνήσαμε την σχέση μεταξύ του χρυσού, ασημιού, πλατίνας. Στην επόμενη φάση ελέγξαμε την σχέση μεταξύ κακάο, ζάχαρης, σόγιας, καφέ, σιταριού, ρυζιού, βαμβακιού. Η μελέτη έγινε στο χρονικό διάστημα 1960-2018 έχοντας μηνιαία δεδομένα για περισσότερη πληροφόρηση.

Αρχικά μελετήσαμε τις γραφικές παραστάσεις όλων των μεταβλητών έτσι ώστε να συμπεράνουμε γραφικά αν είναι στάσιμες ή όχι. Σε όλες τις περιπτώσεις ακολουθώντας τα συμπεράσματα του Phillips-Perron οι μεταβλητές δεν ήταν στάσιμες στα επίπεδα τους οπότε πήραμε πρώτες διαφορές και τις μετατρέψαμε σε στάσιμες.

Στην συνέχεια κατασκευάστηκαν τα ιστογράμματα όλων των μεταβλητών, έτσι ώστε να εξετάσουμε αν ακολουθούν κανονική κατανομή. Καμία από τις μεταβλητές μας δεν ικανοποιούσε τις προϋποθέσεις της κανονικής κατανομής.

Στο επόμενο βήμα έγινε ο καθορισμός των υστερήσεων για κάθε συνδυασμό ζευγών ή ομάδων μεταβλητών έτσι ώστε να ξέρουμε με πόσες υστερήσεις θα ξεκινήσουμε την διαδικασία συνολοκλήρωσης του Johansen. Ανάλογα με τα αποτελέσματα που πήραμε για κάθε μεταβλητή στον καθορισμό υστερήσεων, στον Johansen πήραμε μία υστέρηση λιγότερο για κάθε συνδυασμό αντίστοιχα.

Ακολουθήσαμε την διαδικασία Johansen σύμφωνα με την οποία καταλήξαμε στο ότι δεν υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των πολύτιμων μετάλλων (χρυσός-ασήμι, χρυσός-πλατίνα, πλατίνα-ασήμι). Στην συνέχεια πήραμε ένα υπο-δείγμα μεταξύ 1980-2000 και μελετήσαμε την συνολοκλήρωση μεταξύ χρυσού-πλατίνας. Πάλι τα αποτελέσματα δεν ευνοούσαν υπέρ της συνολοκλήρωσης. Στα αγροτικά προϊόντα σε όλους τους συνδυασμούς βρήκαμε συνολοκλήρωση (κακάο-ζάχαρης-σόγιας-καφέ-σιταριού-ρυζιού-βαμβακιού, κακάο-καφές, κακάο-καφές-ζάχαρη).

Στον έλεγχο Granger επαναλάβαμε την διαδικασία με διαφορετικό πλήθος υστερήσεων και κατά προτίμηση μεγάλο λόγω μηνιαίων δεδομένων. Στις περιπτώσεις που τα αποτελέσματα του Granger άλλαζαν με την αλλαγή του πλήθους υστερήσεων τότε καταλήξαμε στο συμπέρασμα πως ο έλεγχος Granger δεν ευσταθεί σε αυτή την περίπτωση καθώς εξαρτάται από το πλήθος των υστερήσεων.

Στην περιπτώσεις που εφαρμόσαμε υπόδειγμα διόρθωσης λαθών έπρεπε τα ect να είναι στατιστικά σημαντικά αλλά και αρνητικά ώστε η προσαρμογή να γίνεται προς την σωστή κατεύθυνση. Στις περιπτώσεις που δεν βρήκαμε μία τουλάχιστον μεταβλητή που να προσαρμόζεται, καταλήξαμε στο συμπέρασμα πως δεν υπάρχει συνολοκλήρωση όπως στις περιπτώσεις καφέ-κακάο-ζάχαρης και κακάο-καφές. Σε αντίθετο συμπέρασμα καταλήξαμε στις περιπτώσεις κακάο-ζάχαρης-σόγιας-καφέ-σιταριού-ρυζιού-βαμβακιού.

Για να υπάρχει βραχυχρόνια σχέση θα πρέπει έστω μία υστέρηση ή ένα ect να είναι σημαντικά. Σε όλους τους συνδυασμούς μεταβλητών βρήκαμε βραχυχρόνια σχέση. Σε όλες τις περιπτώσεις η σχέση του κακάο με τον καφέ είναι θετική πράγμα λογικό καθώς στην πλειονότητα των περιπτώσεων λειτουργούν ως υποκατάστατα. Απ' την άλλη πλευρά ο καφές και η ζάχαρη έχουν αρνητική σχέση πράγμα αναμενόμενο αφού λειτουργούν ως συμπληρωματικά.

Περαιτέρω έρευνα μπορεί να περιλαμβάνει λεπτομερέστερο έλεγχο των χρονοσειρών για την συνολοκλήρωση, παρουσία δομικών αλλαγών (structural breaks).

13.Πηγές

- web.uvic.ca/~dgiles/blog/world_bank_commodity_prices.xls
- Aperg, N. and Papoulakos, D (2013). The Australian Dollar and Gold Prices, *The Open Economics Journal*.
- Julien-Chevallier-Florian The Economics of Commodity Markets Wiley 2013.
- [http://users.uom.gr/~drits/lessons/Lesson%208\(MSc%20Inf\).pdf](http://users.uom.gr/~drits/lessons/Lesson%208(MSc%20Inf).pdf)
- The macroeconomic determinants of volatility in precious metals markets Jonathan A. Batten, Cetin Ciner, Brian M. Lucey.
- Dynamic relationship between precious metals Ahmet Sensoy.
- Investigating the Relationship between Gold and Silver Prices Alvaro Escribano and Clive W. J. Granger2.
- The market efficiency hypothesis: the case of coffee and cocoa futures Jean Bosco Sabuhoro, Bruno Larue.
- Oil price, agricultural commodity prices, and the dollar: A panel cointegration and causality analysis Saban Nazlioglu.
- Speculative Bubbles in Agricultural Prices, Philipp Adammer, Martin T. Bohl and Patrick M. Stephan April 9, 2012.
- Introductory econometrics for finance Chris Brooks,2014.
- Pindyck, R. and J. Rotemberg, 1990, The excess co-movement of commodity prices, *Economic Journal*.
- Bilidirici, M. Kayikci, F. and Onat, S. (2016). BDI, Gold Price and Economic Growth, *Procedia Economics and Finance*.
- Cheung, Y. and Lai, K.S. (1993). Finite Sample Sizes of Johansen's Likelihood Ratio Tests for Cointegration, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*.
- Enders, W. (2010). *Applied Econometric Time Series*, 3rd ed. , Wiley, USA.
- Gangopadhyay, K. Jangir, A., and Sensarma, R. (2016). Forecasting the price of gold: An error correction approach, *Management Review*.

- Li Lili, Diao Chengmei, (2013).Research of the Influence of Macro-Economic Factors on the Price of Gold, *Information Technology and Quantitative Management, Procedia Computer Science*.