



**ΕΛΕΓΧΟΙ ΓΙΑ ΠΛΗΘΩΡΙΣΤΙΚΕΣ ΤΙΜΕΣ ΣΤΙΣ ΑΓΟΡΕΣ ΒΑΣΙΚΩΝ  
ΕΜΠΟΡΕΥΜΑΤΩΝ**

**ΚΟΡΔΑΜΠΑΛΟΣ ΝΕΚΤΑΡΙΟΣ**

**Εργασία υποβληθείσα στο**

**Τμήμα Λογιστικής & Χρηματοοικονομικής**

**του Οικονομικού Πανεπιστημίου Αθηνών**

**ως μέρος των απαιτήσεων για την απόκτηση**

**Μεταπτυχιακού Διπλώματος Ειδίκευσης**

Αθήνα

Νοέμβριος, 2017

**Εγκρίνουμε την εργασία του**

**ΚΟΡΔΑΜΠΑΛΟΥ ΝΕΚΤΑΡΙΟΥ**

**ΟΝΟΜΑ ΕΠΙΒΛΕΠΟΝΤΟΣ ΚΑΘΗΓΗΤΗ**

**ΥΠΟΓΡΑΦΗ**

**ΤΣΕΚΡΕΚΟΣ ΑΝΔΡΙΑΝΟΣ**

**ΟΝΟΜΑ ΣΥΝΕΞΕΤΑΣΤΗ ΚΑΘΗΓΗΤΗ**

**ΥΠΟΓΡΑΦΗ**

**ΔΡΑΚΟΣ ΚΩΝΣΤΑΝΤΙΝΟΣ**

**ΟΝΟΜΑ ΣΥΝΕΞΕΤΑΣΤΗ ΚΑΘΗΓΗΤΗ**

**ΥΠΟΓΡΑΦΗ**

**ΡΟΜΠΟΛΗΣ ΛΕΩΝΙΔΑΣ**

**28/11/2017**

### **ΒΕΒΑΙΩΣΗ ΕΚΠΟΝΗΣΗΣ ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ**

«Δηλώνω υπεύθυνα ότι η συγκεκριμένη πτυχιακή εργασία για τη λήψη του Μεταπτυχιακού Διπλώματος Ειδίκευσης στη Λογιστική και Χρηματοοικονομική έχει συγγραφεί από εμένα προσωπικά και δεν έχει υποβληθεί ούτε έχει εγκριθεί στο πλαίσιο κάποιου άλλου μεταπτυχιακού ή προπτυχιακού τίτλου σπουδών, στην Ελλάδα ή στο εξωτερικό. Η εργασία αυτή έχοντας εκπονηθεί από εμένα, αντιπροσωπεύει τις προσωπικές μου απόψεις επί του θέματος. Οι πηγές στις οποίες ανέτρεξα για την εκπόνηση της συγκεκριμένης διπλωματικής αναφέρονται στο σύνολό τους, δίνοντας πλήρεις αναφορές στους συγγραφείς, συμπεριλαμβανομένων και των πηγών που ενδεχομένως χρησιμοποιήθηκαν από το διαδίκτυο».

**ΚΟΡΔΑΜΠΑΛΟΣ ΝΕΚΤΑΡΙΟΣ**

## ΠΙΝΑΚΑΣ ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΩΝ

<b>1. ΠΕΡΙΛΗΨΗ</b> .....	05
<b>2. ΕΙΣΑΓΩΓΗ</b> .....	05
<b>3. ΕΜΠΟΡΕΥΜΑΤΑ</b> .....	09
<b>4. ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΗ ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ</b> .....	11
<b>5. ΔΕΔΟΜΕΝΑ</b> .....	15
<b>6. ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ</b> .....	19
6.1 UNIT ROOT TEST.....	19
6.2 COINTEGRATION TEST.....	21
6.3 DURATION TEST.....	DEPENDENCE 30
<b>7. ΕΠΙΛΟΓΟΣ</b> .....	33
<b>8. ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ</b> .....	35
<b>9. ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ</b> .....	39
9.1 UNIT ROOT TEST.....	39
9.2 ENGLE-GRANGER METHOD FOR COINTEGRATION.....	44
9.3 JOHANSEN TEST FOR COINTEGRATION.....	48
9.4 DURATION TEST.....	DEPENDENCE 67
<b>9.5 ΚΩΔΙΚΑΣ STATA</b> .....	71

## 1. ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Ένα σημαντικό χαρακτηριστικό των εμπορευμάτων, ως στοιχεία των οποίων η αξία διαπραγματεύεται στις διεθνείς αγορές, είναι η αυξημένη μεταβλητότητα στην τιμή τους κάτι που αναδεικνύεται από το γεγονός ότι κατά την διάρκεια των τελευταίων 20 ετών οι τιμές τους παρουσίασαν μεγάλες διακυμάνσεις. Αυτές οι διακυμάνσεις είναι πιθανόν να οδήγησαν τις τιμές των εμπορευμάτων σε επίπεδα τα οποία ήταν αδικαιολόγητος υψηλά, κάτι που σημαίνει ότι η αγορά δεν λειτούργησε αποτελεσματικά. Σε αυτή την εργασία χρησιμοποιώ τρεις μεθόδους ώστε να διαπιστώσω την ύπαρξη ενδείξεων οι οποίες υποδηλώνουν την ύπαρξη μιας κερδοσκοπικής φούσκας στις τιμές του πετρελαίου (WTI), του φυσικού αερίου, του χρυσού και του χαλκού ακόμα και όταν οι επενδυτές δρουν ορθολογικά. Οι τρεις μέθοδοι που χρησιμοποίησα για να αναγνωρίσω αυτές τις ενδείξεις είναι ο έλεγχος στασιμότητας με τη χρήση unit root test, ο έλεγχος συν-ολοκλήρωσης ο οποίος έγινε με τη διαδικασία των Engle-Granger και με το test Johansen, ενώ ο τελευταίος έλεγχος που έγινε είναι το duration dependence test το οποίο πραγματοποιήθηκε με τη χρήση του Cox proportional hazard model.

Το συμπέρασμα που προέκυψε δεν ήταν ίδιο για κάθε έλεγχο. Εξαιτίας της αδυναμίας την οποία εμφανίζουν οι δύο πρώτοι έλεγχοι, για μια σειρά από λόγους οι οποίοι έχουν αναλυθεί στη διεθνή βιβλιογραφία και παρουσιάζονται εδώ, η εργασία καταλήγει στο ίδιο συμπέρασμα με αυτό του τρίτου ελέγχου, ότι δηλαδή και για τις δύο χρονικές περιόδους, για καμία από τις χρονοσειρές των εμπορευμάτων δεν υπήρξαν ενδείξεις για φούσκα.

## 2. ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Η παρούσα εργασία έχει ως στόχο να εξετάσει εάν κατά τη διάρκεια δύο χρονικών περιόδων, οι τιμές του πετρελαίου, του φυσικού αερίου, του χρυσού και του χαλκού ήταν σε επίπεδα τα οποία παρέκκλιναν σημαντικά από αυτά στα οποία θα έπρεπε να βρίσκονται με την παραδοχή ότι οι επενδυτές δρουν ορθολογικά. Για να το πετύχω αυτό χρησιμοποίησα μεθόδους οι οποίες αναγνωρίζουν την συμπεριφορά αυτή ενός αγαθού και χρησιμοποιούνται σε μεγάλο βαθμό από την διεθνή βιβλιογραφία. Συγκεκριμένα χρησιμοποίησα τα Unit Root Test, Cointegration Test και Duration Dependence Test. Με την χρήση και των τριών εργαλείων εξασφαλίζω ότι τα δεδομένα μου δεν ταιριάζουν σε υποθέσεις που αφορούν ένα μόνο test. Θεωρώ ότι το συγκεκριμένο θέμα παρουσιάζει ιδιαίτερο ενδιαφέρον καθώς θα μπορούσαμε να δούμε πως ανταποκρίθηκαν οι τιμές των εμπορευμάτων σε ένα χρονικό διάστημα όπου η παγκόσμια οικονομία πέρασε από φάσεις ανάπτυξης αλλά και κρίσης.

Οι Brunmeier και Oehmke (2015) ορίζουν την χρηματοοικονομική φούσκα ως μια κατάσταση που αναφέρεται σε μια μεγάλη και σύγχρονος παρατεταμένη λανθασμένη τιμολόγηση είτε χρηματοοικονομικών είτε πραγματικών assets. Στην καθημερινότητα έχουμε συνδέσει αυτόν τον όρο με την απότομη αύξηση στην τιμή ενός αγαθού σε μεγάλα επίπεδα κάτι το οποίο αφήνει ανοικτό το ενδεχόμενο ισόποσης πτώσης σε εξίσου μικρό διάστημα. Αρκετοί οικονομολόγοι πιστεύουν ότι αυτός ο ορισμός είναι ακριβής, για παράδειγμα ο Kindleberger (1996) ορίζει τη φούσκα ως “*an upward price movement over an extended range that then implodes.*” Η άνοδος και η πτώση του NASDAQ 100 την περίοδο 1998-2002 σίγουρα ταιριάζει με τον ορισμό αυτό. Παρόλα αυτά, οι πλειονότητα των οικονομολόγων θα έβρισκε αυτόν τον ορισμό ασαφή υπό την έννοια ότι δεν μπορεί να προσδιορίσει με ακρίβεια σε ποιο σημείο θα πρέπει να φτάσει η τιμή ή πόσο γρήγορα για να χαρακτηριστεί ως φούσκα. Η κυρίαρχη άποψη στο χώρο περιγράφει τη χρηματοοικονομική φούσκα ως την κατάσταση κατά την οποία η τιμή ενός αγαθού υπερβαίνει τη θεμελιώδη τιμή. Η θεμελιώδη τιμή είναι η παρούσα αξία όλων των ταμειακών ροών που προκύπτουν από αυτό το asset κατά τη διάρκεια της ζωής του. (Ακόμα και αυτός ο ορισμός αμφισβητείται σε αρκετές δημοσιεύσεις όπως αυτές των Robert J. Shiller 1981, Olivier J. Blanchard και Mark Watson 1982, Kenneth D. West 1988)

Ο Brunnermeier το 2008 αναφέρει ότι υπάρχουν τεσσάρων ειδών χρηματοοικονομικές φούσκες. Στην εργασία αυτή θα ασχοληθώ συγκεκριμένα με το πρώτο είδος το οποίο αναφέρεται από τον ίδιο ως “rational bubble model”. Σύμφωνα με τους Diba και Grossman 1988 “A rational bubble reflects a self-confirming belief that an asset price depends on a variable (or a combination of variables) that is intrinsically irrelevant - that is, not part of the market fundamentals- or on truly relevant variables in a way that involves parameters that are not part of the market fundamentals”. Θα μπορούσαμε πιο απλά να πούμε ότι με τον όρο αυτό κάποιος θέλει να περιγράψει μια κατάσταση όπου οι συναλλασσόμενοι στην αγορά γνωρίζουν ότι η αξία του υποκείμενου τίτλου ξεπερνά κατά πολύ τη δίκαιη τιμή του αλλά πιστεύουν ότι θα συνεχίζει να αυξάνεται και ότι τελικά θα υπάρξει η απαραίτητη ρευστότητα έτσι ώστε να αποκομίσουν κέρδη.

Εάν θέσουμε την τιμή ενός υποκείμενου τίτλου ίση με  $P'_t$ , όπου  $P'_t$  είναι η παρούσα αξία των ταμειακών ροών, τότε η ύπαρξη μιας φούσκας υποθέτει (όπως αναφέρουν οι Shiller 1978, Blanchard και Watson 1982 και West 1987) ότι η τιμή ενός χρεογράφου είναι

$$P_t = P'_t + b_t,$$

όπου  $b_t$  είναι το στοιχείο της φούσκας στην τιμή του υποκείμενου τίτλου, το οποίο όπως παρατηρούμε επηρεάζει την τιμή. Η συνθήκη η οποία θα πρέπει να πληρείται εδώ είναι η ακόλουθη:

$$E_t(b_t + 1) = (1 + r) * b_t,$$

δηλαδή ο παράγοντας της φούσκας θα πρέπει να αυξάνεται συνεχώς κάτι που καθιστά τον όρο  $b_t$  μια sub-martingale στοχαστική ανέλιξη. Όσο η τιμή αυξάνεται το  $b_t$  αποτελεί μεγαλύτερο κομμάτι της τιμής και έτσι κάποια στιγμή οδηγούμαστε στην κατάρρευση της φούσκας.

Ο σημαντικότερος λόγος για τον οποίο υπάρχει αυτή η διαφορά ανάμεσα στην πραγματική και τη θεμελιώδη τιμή σύμφωνα με τη διεθνή βιβλιογραφία είναι η κερδοσκοπική συμπεριφορά των επενδυτών. Μια πλήρη επισκόπηση των θετικών και αρνητικών στοιχείων αυτής της συμπεριφοράς προσφέρει ο Sanders (2010) και οι Sanders και Irwin (2010). Αρκετοί είναι αυτοί που πιστεύουν ότι εξαιτίας της

κερδοσκοπίας βελτιώνεται η αποτελεσματικότητα της αγοράς και συνεπώς κάθε asset τιμολογείται σωστά ενώ ταυτόχρονα βελτιώνεται η ρευστότητα. Επίσης, δεν είναι λίγοι αυτοί που ισχυρίζονται ότι η κερδοσκοπική συμπεριφορά έχει μια σταθεροποιητική επίδραση στις τιμές, όπως είπε ο Friedman (1953) *“People who argue that speculation is generally destabilizing seldom realize that this is largely equivalent to saying that speculators lose money, since speculation can be destabilizing in general only if speculators on the average sell when the currency is low in price and buy when it is high.”* θέλοντας να δείξει ότι μόνο traders που συμπεριφέρονται ανορθολογικά θα μπορούσαν να διαταράξουν την αγορά.

Σύμφωνα με τους Oliver Hart και David Kreps (1986) το τελευταίο δεν αποδεικνύεται και καταλήγουν στο εξής συμπέρασμα *“Speculative activity in an economy in which all agents are rational, have identical priors, and have access to identical information may destabilize prices, under any reasonable definition of destabilization. It takes extremely strong conditions to ensure that speculative activity stabilizes prices, even in a very weak sense.”* κάτι που σημαίνει ότι η πιθανότητα δημιουργίας μιας ‘‘φούσκα’’ στην τιμή ενός αγαθού είναι σημαντική.

Οι Milgrom και Stokey (1982) διατυπώνουν κάποιες υποθέσεις οι οποίες εάν ισχύουν ελαχιστοποιούν την πιθανότητα ύπαρξης κερδοσκοπικής συμπεριφοράς. Συγκεκριμένα αναφέρουν ότι αρχικά θα πρέπει όλοι οι traders πριν αρχίσουν την ανάλυση τους να έχουν την ίδια άποψη για τον υποκείμενο τίτλο, δεύτερον θα πρέπει ο τίτλος να είναι σωστά αποτιμημένος και τέλος, υποθέτουν ότι όλοι οι traders είναι ορθολογικοί και θέλουν να μεγιστοποιήσουν το κέρδος και ότι αυτό είναι γνωστό σε όλους τους traders. Ταυτόχρονα ο Tirole (1982) υποστηρίζει ότι για να μην υπάρχει κερδοσκοπική συμπεριφορά και έτσι να περιοριστεί η πιθανότητα ανάπτυξης μιας φούσκας θα πρέπει να ισχύουν οι παραδοχές των Milgrom και Stokey αλλά και μια επιπλέον καθώς, θα πρέπει ο αριθμός των trader που συναλλάσσονται για κάθε asset να είναι πεπερασμένος ενώ ο αριθμός των συναλλαγών που μπορούν να κάνουν είναι απεριόριστος.



### 3. ΕΜΠΟΡΕΥΜΑΤΑ

Ο λόγος για τον οποίο επέλεξα στην εργασία να ασχοληθώ με τα εμπορεύματα και όχι με κάποιο άλλο στοιχείο όπως τα ακίνητα, οι μετοχές ή τα ομόλογα, όπου και αυτά κατά διαστήματα εμφανίζουν φαινόμενα φούσκας, είναι ότι αποτελούν και θα συνεχίσουν να αποτελούν αναπόσπαστο μέρος της οικονομικής δραστηριότητας με πολλές χώρες να εξαρτώνται από αυτά σε σημαντικό βαθμό για την οικονομική τους ανάπτυξη. Επιπρόσθετα, από το 2000 και μετά πολλοί διαχειριστές χαρτοφυλακίων άρχισαν να περιλαμβάνουν τα εμπορεύματα στο χαρτοφυλάκιο τους (παρά τη μεγάλη μεταβλητότητα που τα διακρίνει) εξαιτίας συγκεκριμένων χαρακτηριστικών όπως, η χαμηλή συσχέτιση που έχουν με άλλα επενδυτικά προϊόντα αλλά και για το γεγονός ότι αποτελούν ένα καλό αντιστάθμισμα απέναντι στον πληθωρισμό. Ειδικότερα, επέλεξα το πετρέλαιο, το φυσικό αέριο, το χρυσό και το χαλκό διότι και τα τέσσερα έχουν τεράστια σημασία για την οικονομική δραστηριότητα σε παγκόσμιο επίπεδο τόσο με τη μορφή της πρώτης ύλης όσο και με αυτή του τελικού προϊόντος.

Το πετρέλαιο είναι κυριότερη πηγή ενέργειας καθώς αποτελεί το 30.7% του παγκόσμιου ενεργειακού μίγματος. Χρησιμοποιείται τόσο σαν καύσιμο όσο και σαν πρώτη ύλη για μια σειρά από προϊόντα όπως νάφθα, βενζίνη, άσφαλτος, πετρέλαιο θέρμανσης, κηροζίνη και υγραέριο. Οι χώρες με τη μεγαλύτερη παραγωγή είναι η Ρωσία, η Σαουδική Αραβία η Η.Π.Α και το Ιράκ, ενώ οι χώρες με τα μεγαλύτερα αποθέματα είναι η Βενεζουέλα, η Σαουδική Αραβία, ο Καναδάς και το Ιράν. Η οικονομική ευρωστία χωρών όπως η Αγκόλα, η Λιβύη και το Κουβέιτ βασίζεται στο πετρέλαιο, καθώς αυτό συνεισφέρει πάνω από το 50% στο ακαθάριστο εγχώριο προϊόν τους (Α.Ε.Π).

Το φυσικό αέριο με τη σειρά του αποτελεί περίπου το 23% του ενεργειακού μίγματος και χρησιμοποιείται κυρίως για την παραγωγή ηλεκτρικής ενέργειας, για βιομηχανική χρήση και για θέρμανση. Οι χώρες με τα μεγαλύτερα αποθέματα είναι η Ρωσία, το Ιράν, το Κατάρ και το Τουρκμενιστάν ενώ οι χώρες οι οποίες εισάγουν αυτό το καύσιμό είναι η Ιαπωνία, οι Η.Π.Α, η Γερμανία και η Ιταλία. Όπως εύκολα μπορεί να παρατηρήσει κανείς το πετρέλαιο μαζί με το φυσικό αέριο αποτελούν πάνω από το 50% της ενέργειας που δαπανάται για την ικανοποίηση των αναγκών μας κάτι που κάνει τα δύο αυτά εμπορεύματα ιδιαίτερα σημαντικά. Επίσης, το γεγονός ότι οικονομίες σαν και αυτές της Ρωσίας, του Ιράν και της Σαουδικής Αραβίας αντλούν μεγάλο ποσοστό του πλούτου τους από αυτά προσθέτει ακόμη μεγαλύτερο ενδιαφέρον στην ανάλυση των τιμών τους.

Ο χρυσός είναι το πιο γνωστό από τα πολύτιμα μέταλλα, κυρίως χρησιμοποιείται σε κοσμήματα και για επενδυτικές δραστηριότητες ενώ βρίσκει εφαρμογή και σε τομείς όπως η ιατρική και η τεχνολογία. Οι χώρες με την μεγαλύτερη παραγωγή χρυσού είναι η Κίνα, η Αυστραλία, η Ρωσία και οι Η.Π.Α ενώ αυτές που “καταναλώνουν” το συγκεκριμένο εμπόρευμα είναι η Ινδία, η Κίνα, οι Η.Π.Α και η Σαουδική Αραβία. Η μεγαλύτερη εταιρεία εξόρυξης χρυσού είναι η Barrick Gold με έδρα τον Καναδά. Όπως προαναφέρθηκε ο χρυσός χρησιμοποιείται ευρύτατα στις χρηματοοικονομικές αγορές, ένας διαχειριστής χαρτοφυλακίου μπορεί πολύ εύκολα να επενδύσει σε αυτόν μέσω ενός ETF (Exchange Traded Fund) εάν πιστεύει ότι με αυτόν τον τρόπο η στρατηγική του θα λειτουργήσει. Συνεπώς, μεγάλες διακυμάνσεις στην τιμή του εμπορεύματος μπορούν να επηρεάσουν την αγορά είτε θετικά είτε αρνητικά, το ίδιο ισχύει βέβαια και για τις τιμές των μετοχών των εταιρειών εξόρυξης. Καταλαβαίνουμε συνεπώς, ότι η μελέτη της τιμής του χρυσού διαχρονικά μπορεί να μας δώσει χρήσιμα συμπεράσματα για την πορεία της οικονομίας και την κατάσταση των αγορών.

Το τελευταίο μέταλλο με το οποίο ασχολείται η εργασία είναι ο χαλκός. Οι χώρες με τη μεγαλύτερη παραγωγή είναι η Χιλή, το Περού, η Κίνα και οι Η.Π.Α, αντιθέτως οι χώρες που εισάγουν χαλκό είναι η Κίνα, η Ινδία, η Γερμανία και η Ιαπωνία. Η εταιρεία η οποία παγκοσμίως παράγει τη μεγαλύτερη ποσότητα είναι η Codelco η οποία έχει έδρα στη Χιλή. Το συγκεκριμένο εμπόρευμα μελετάται σε μεγάλο βαθμό στη διεθνή βιβλιογραφία διότι χρησιμοποιείται σε τομείς σημαντικούς για την οικονομική δραστηριότητα όπως οι κατασκευές, οι ηλεκτρονικές συσκευές και ο μηχανολογικός εξοπλισμός. Συγκεκριμένα πολλοί αναλυτές υποστηρίζουν ότι ο

χαλκός είναι ένας καλός δείκτης για την ανάλυση μιας οικονομίας με τη λογική ότι χαμηλή ζήτηση σημαίνει και χαμηλή βιομηχανική δραστηριότητα κάτι που με τη σειρά του φανερώνει μια αδυναμία στην οικονομική ανάπτυξη. Επιπρόσθετα, η τιμή του χαλκού αξίζει να μελετηθεί καθώς εμφανίζει μεγάλη συσχέτιση με μεγέθη όπως το Κινεζικό και Ευρωπαϊκό Α.Ε.Π και το παγκόσμιο εμπόριο κάτι που μας επιτρέπει να εξαγάγουμε χρήσιμα συμπεράσματα.

#### 4. ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΗ ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ

Η διεθνής βιβλιογραφία είναι αρκετά ανεπτυγμένη όσον αφορά τον αριθμό των τεχνικών που υπάρχουν για να εντοπίσει κάποιος μια φούσκα στην τιμή ενός υποκείμενου τίτλου. Σε αυτό το κομμάτι θα αναφερθώ σε προηγούμενες μελέτες που έχουν γίνει, όπου είτε ο υποκείμενος τίτλος ήταν τα προϊόντα τα οποία εξετάζονται από την παρούσα εργασία, είτε χρησιμοποιήθηκαν από τους ερευνητές οι ίδιες μέθοδοι με αυτές που παρουσιάζονται εδώ αλλά με άλλους υποκείμενους τίτλους.

Οι Cambell και Shiller (1987) προσπάθησαν να διαπιστώσουν εάν οι χρονοσειρές των μετοχών του S&P 500 και των μερισμάτων τους είναι συν-ολοκληρωμένες χρησιμοποιώντας δεδομένα από το 1871 έως το 1986. Το αποτέλεσμα δεν ήταν ξεκάθαρο και έτσι οι ερευνητές κατέληξαν στο έξης συμπέρασμα “*deviations from the same value model are quite persistent*”. Τα αποτελέσματα της μελέτης ήταν ευάλωτα σε αλλαγές του παράγοντα προεξόφλησης, κάτι που καθιστά μοντέλα τα οποία βασίζονται στην υπόθεση ότι ο παράγοντας προεξόφλησης είναι σταθερός, μη λειτουργικά. Οι ίδιοι ερευνητές το 1988 επέκτειναν το μοντέλο τους με βάση τις ορθολογικές προσδοκίες έτσι ώστε να χρησιμοποιήσουν ένα στοχαστικό παράγοντα προεξόφλησης. Το νέο μοντέλο υποδηλώνει ότι αν το ο ρυθμός αύξησης των μερισμάτων και ο προεξοφλητικός παράγοντας είναι στάσιμα τότε η λογαριθμική απόδοση των μερισμάτων θα πρέπει να είναι και αυτή στάσιμη εάν δεν υπάρχει φούσκα. Με άλλα λόγια θα πρέπει οι τιμές και τα μερίσματα να είναι συν-ολοκληρωμένα. Ο Craine (1993) εφάρμοσε το Augmented Dickey Fuller test στις λογαριθμικές μερισματικές αποδόσεις του S&P 500, με ετήσια δεδομένα από το 1876 έως το 1988 χωρίς να μπορέσει να απορρίψει την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας για το

δείκτη της τιμής προς τα μερίσματα (price/dividend ratio). Οι Kalok Chan, Grant McQueen και Steven Thorley (1998) χρησιμοποίησαν το duration dependence test για να διαπιστώσουν εάν υπήρξε rational speculative bubble σε 6 χρηματιστηριακές αγορές της Ασίας (της Ιαπωνίας, της Κορέας, της Ταϊλάνδης, της Μαλαισίας, της Ταϊβάν και του Χονγκ Κονγκ) και σε αυτή της Αμερικής. Οι δείκτες που χρησιμοποίησαν για κάθε χώρα είναι: Hang Seng (Hong Kong), TOPIX (Japan), Seoul Composite (South Korea), Kuala Lumpur Composite (Malaysia), Bangkok Set (Thailand), Taipei Weighted (Taiwan) και ο Standard and Poor's 500 (U.S). Τα δεδομένα εκτείνονται από τον Ιανουάριο του 1975 έως τον Απρίλιο του 1994 εκτός από τις αγορές των Κορέα και Μαλαισία για τις οποίες οι παρατηρήσεις ξεκινούν τον Ιανουάριο του 1977. Η συχνότητα των παρατηρήσεων ήταν μηνιαία και εβδομαδιαία. Σύμφωνα με τους ερευνητές οι αποδόσεις των αγορών που εξέτασαν δεν είχαν τα χαρακτηριστικά που θα τους έκαναν με βεβαιότητα να ισχυριστούν ότι κάποια από αυτές ήταν σε rational speculative bubble. Πριν από αυτή τη μελέτη είχε προηγηθεί αυτή των McQueen και Thorley (1994) όπου εκεί χρησιμοποιήθηκε ένα duration dependence test με ένα διακριτό hazard model στις μηνιαίες αποδόσεις ενός χαρτοφυλακίου του NYSE. Σε αυτή την έρευνα οι δύο μελετητές καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι « *negative duration dependence in runs of positive abnormal returns is indicative of rational speculative bubbles.*». Ο Bing Zhang (2008) με τη χρήση πάλι ενός duration dependence test πραγματοποίησε έλεγχο σε δύο δείκτες της Κινεζικής αγοράς τον Shanghai Composite Index (SHG) και τον Shenzhen Composite Index (SHZ). Τα δεδομένα που συλλέχθηκαν ήταν σε εβδομαδιαία και μηνιαία βάση με χρονικό ορίζοντα από το 1991 έως το 2001. Το συμπέρασμα το οποίο εξήγαγε ο Bing Zhang ήταν ότι πράγματι οι αποδόσεις των δεικτών εμφάνιζαν φαινόμενα φούσκας εξαιτίας της δομής με την οποία λειτουργεί το Κινεζικό χρηματιστήριο. Συγκεκριμένα επειδή η αγορά είναι state-owned για να κερδηθεί η εμπιστοσύνη των επενδυτών το κράτος προχωρεί σε κάποιες διασφαλίσεις κάτι που έχει ως αποτέλεσμα οι επενδυτές να μην λαμβάνουν υπόψιν τους μόνο την κίνηση των θεμελιωδών οικονομικών μεγεθών.

Δύο άλλοι ερευνητές οι Diba και Grossman (1988a και 1988b) δείχνουν ότι εάν οι τιμές των μετοχών εξαρτώνται αποκλειστικά από τα μελλοντικά μερίσματα, εάν δεν υπάρχουν κερδοσκοπικές φούσκες ενώ οι επενδυτές είναι ορθολογικοί και τέλος, εάν τα μερίσματα είναι στάσιμα στο μέσο τότε και οι τιμές θα είναι στάσιμες. Επιπρόσθετα, ακόμη και εάν οι τιμές και τα μερίσματα δεν είναι στάσιμα εάν είναι

συν-ολοκληρωμένα (cointegrated) τότε η υπόθεση ότι δεν υπάρχει φούσκα δεν μπορεί να απορριφθεί. Από την άλλη μεριά, η έλλειψη σχέσης συν-ολοκλήρωσης δεν είναι αρκετή για να αποδείξει κάποιος την ύπαρξη φούσκας στην τιμή ενός υποκείμενου τίτλου επειδή το μοντέλο αποκλείει σημαντικές μεταβλητές οι οποίες επηρεάζουν τις τιμές αλλά δεν είναι στάσιμες. Στην εργασία τους οι Diba και Grossman επαληθεύουν το αποτέλεσμα της μη ύπαρξης φούσκας, αφού οι τιμές και τα μερίσματα είναι συν-ολοκληρωμένα. Παρόλα αυτά όπως εξηγούν οι Evans και Savin (1984) το test των Dickey-Fuller για μοναδιαίες ρίζες δεν δίνει αξιόπιστα αποτελέσματα για δείγματα με λιγότερες από 100 παρατηρήσεις, αριθμό τον οποίο δεν φτάνει το δείγμα των Diba και Grossman. Οι Chris Brooks και Apostolos Katsaris (2003) θέλησαν να ασχοληθούν με το εάν υπήρξε φούσκα στο χρηματιστήριο του Λονδίνου (London Stock Exchange) και για αυτό χρησιμοποίησαν ως δεδομένα μηνιαίες παρατηρήσεις από το δείκτη Financial Times All Shares Index και από τον FTSA τον οποίο κατασκεύασαν οι ίδιοι οι ερευνητές και αφορά τα μερίσματα των εταιρειών. Οι παρατηρήσεις αρχίζουν τον Ιανουάριο του 1965 έως το Μάρτιο του 1999. Με βάση τα παραπάνω οι δύο ερευνητές αναφέρουν στα συμπεράσματα τους ότι ο δείκτης δεν κινείται με βάση τις θεμελιώδης μεταβλητές. Το συμπέρασμα αυτό ενισχύεται από το γεγονός ότι τα test που έγιναν για συν-ολοκλήρωση έδειξαν ότι δεν υπήρχε σχέση ανάμεσα στις τιμές και στα μερίσματα στα τέλη του 1990. Αυτό το αποτέλεσμα αφήνει να εννοηθεί ότι άλλες μεταβλητές ήταν αυτές που επηρέαζαν την κίνηση του δείκτη και πιθανώς μια από αυτές να ήταν μια κερδοσκοπική φούσκα. Παρότι όλα τα test που έγιναν έδειξαν το ίδιο αποτέλεσμα οι ερευνητές για μια σειρά από λόγους ( μη παρατηρήσιμες θεμελιώδης μεταβλητές, όπως το market sentiment και οι προσδοκίες των επενδυτών, ίσως επηρέασαν το δείκτη ) καταλήγουν στο ότι η υπόθεση της μη ύπαρξης φούσκας στην αγορά δεν μπορεί να απορριφθεί με ευκολία.

Μια άλλη εργασία που χρησιμοποιεί το duration dependence test με σκοπό την έρευνα για ύπαρξη κερδοσκοπικής φούσκας στις τιμές των NYSE και NYSE-AMEX είναι αυτή των Harman και Zuehlke (2004). Από την ανάλυση που πραγματοποιούν διαπιστώνουν ότι τα hazard models ίσως να μην αποτελούν το πλέον αποτελεσματικό εργαλείο για τον έλεγχο ύπαρξης μιας κερδοσκοπικής φούσκας καθώς το αποτέλεσμα του test εξαρτάται από πολλές παραμέτρους όπως το εάν οι αποδόσεις θα είναι μηνιαίες ή εβδομαδιαίες, εάν τα χαρτοφυλάκια θα είναι equally ή value weighted όπως και από την περίοδο κατά την οποία συλλέγουμε το δείγμα. Οι Benjamas Jirasakuldech, Robert D. Campbell και John R. Knight (2006) ελέγχουν για rational

speculative price bubbles στην αγορά των Equity Real Estate Investment Trust (REIT). Για τον έλεγχο χρησιμοποίησαν τέσσερις διαφορετικές μορφές ελέγχου: το unit root test, το Engle Granger test, ένα cointegration test και τέλος το duration dependence test. Ταυτοχρόνως έκαναν τους ίδιους ακριβώς ελέγχους στο δείκτη Russell 2000 διότι οι αποδόσεις του συσχετίζονται περισσότερο με αυτές του REIT (Liu and Mei 1992, Nelling και Gyourko 1998). Για να δημιουργήσουν το μοντέλο τους χρησιμοποίησαν μερικές θεμελιώδης μεταβλητές από τη βιβλιογραφία (consumer price index (CPI), industrial production (IP), το risk premium (RP) και το federal funds rate) με παρατηρήσεις από τον Ιανουάριο του 1973 έως τον Δεκέμβριο του 2003. Στη συγκεκριμένη εργασία όλοι οι τρόποι ελέγχου έδειξαν ότι δεν υπάρχουν ενδείξεις για rational bubble στα REITs ούτε και στο δείκτη Russell 2000. Το test μοναδιαίας ρίζας έδειξε ότι και το REIT και ο Russell 2000 δεν είναι integrated σε μεγαλύτερη τάξη απ' ότι είναι οι θεμελιώδης μεταβλητές. Η διαδικασία των Eagle και Granger έδειξε ότι τα κατάλοιπα των παλινδρομήσεων πάνω στις θεμελιώδεις μεταβλητές που χρησιμοποιήθηκαν ήταν  $I(0)$ . Το test της συνολοκλήρωσης έδειξε την ύπαρξη μιας μακροχρόνιας σχέσης μεταξύ του REIT και του Russell 2000 με τις τέσσερις μακροοικονομικές μεταβλητές οι οποίες προαναφέρθηκαν. Τέλος, το duration dependence test δεν έδειξε στοιχεία για αρνητικό duration dependence ή για μειούμενο hazard rate σε σειρά θετικών αποδόσεων κάτι που πάλι ευνοεί την υπόθεση ότι δεν υπάρχει φούσκα ούτε στα REIT ούτε στις μετοχές μικρής κεφαλαιοποίησης. Οι ερευνητές στη συνέχεια αναφέρουν ότι με βάση τα παραπάνω αποτελέσματα οι λανθασμένες τιμολογήσεις που υπήρξαν στις δύο αγορές την περίοδο 1973-2003 (σύμφωνα με παλαιότερες μελέτες) δεν προέκυψαν εξαιτίας κάποιας κερδοσκοπικής φούσκας.

Αρκετές αναλύσεις έχουν γίνει και στο χώρο των εμπορευμάτων. Οι Scott H. Irwin, Dwight R. Sanders και Robert P. Merrin (2009) ορμώμενοι από την κατάσταση της αγοράς εμπορευμάτων εκείνη την περίοδο οι τρεις ερευνητές αναλύουν γιατί παρότι το επίπεδο των τιμών ήταν υψηλό δεν υπήρξε κάποια περίπτωση φούσκας. Τα συμπεράσματα τα οποία προκύπτουν από την έρευνα είναι ότι η απότομη αύξηση και στη συνέχεια η πτώση των τιμών δεν ήταν αποτέλεσμα φούσκας καθώς η οικονομική θεωρία μπορεί να εξηγήσει τις διακυμάνσεις στις τιμές. Συγκεκριμένα αναφέρεται ότι οι τιμές στην αγορά ενέργειας αυξήθηκαν εξαιτίας της αυξημένης ζήτησης από την Κίνα και την Ινδία και επίσης εξαιτίας της νομισματικής πολιτικής που ακολούθησαν οι Η.Π.Α. Στην αγορά των σιτηρών η τιμή αυξήθηκε εξαιτίας της μεγάλης ζήτησης

που υπήρξε από τις αναδύμενες οικονομίες αλλά και από έλλειψη παραγωγής εξαιτίας καιρικών φαινομένων. Όλοι αυτοί οι παράγοντες ευνοούσαν την ζήτηση αλλά το 2008 με την κρίση του Αμερικανικού χρηματοπιστωτικού συστήματος επήλθε ύφεση σε πολλές οικονομίες κάτι που έκανε τις τιμές των εμπορευμάτων να μειωθούν με ταχύτητα (Good and Irwin 2008). Οι Riza Emektera, Benjamas Jirasakuldechb και Peter Wentc (2012) εξέτασαν είκοσι οκτώ εμπορεύματα με στόχο τη διαπίστωση της ύπαρξης κερδοσκοπικής φούσκας με την παραδοχή, πάντα, ότι οι επενδυτές είναι ορθολογικοί. Οι ερευνητές εδώ χρησιμοποίησαν ένα duration dependence test, ενώ για κάθε εμπόρευμα ο αριθμός των παρατηρήσεων είναι διαφορετικός. Για το πετρέλαιο WTI η χρονοσειρά ξεκινά από το 1991-2005, για το φυσικό αέριο η παρατηρήσεις ξεκινούν από το 1995-2005, για το χρυσό από το 1976-2005 και τέλος για το χαλκό από το 1978-2005. Τα στοιχεία συλλέχθηκαν σε μηνιαία βάση. Τα αποτελέσματα αυτής της ανάλυσης δείχνουν ότι σε 11 από τα 28 εμπορεύματα υπάρχουν ενδείξεις για rational speculative bubble. Ειδικότερα, προκύπτει ότι μέσα σε αυτά τα 11 εμπορεύματα είναι το πετρέλαιο (WTI) και ο χρυσός. Αντίθετα το φυσικό αέριο και ο χαλκός φαίνεται να μην χαρακτηρίζονται από τέτοια συμπεριφορά. Οι ερευνητές καταλήγουν στο ότι σε πολλά εμπορεύματα είναι δύσκολο να παρατηρηθούν φαινόμενα φούσκας είτε εξαιτίας του χαμηλού όγκου των συναλλαγών είτε επειδή το εμπόρευμα αυτό χρησιμοποιείται σε μεγάλο βαθμό ως αντιστάθμισμα και έτσι οι κερδοσκόποι που ασχολούνται με το προϊόν αυτό είναι λίγοι. Τέλος άξιες αναφοράς είναι και μερικές ακόμη έρευνες όπως αυτή των Bertus και Stanhouse (2001) οι οποίοι βρήκαν ενδείξεις για rational speculative bubbles στο χρυσό κάνοντας χρήση ενός state-space model. Ο Gilbert (2010) απέδειξε χρησιμοποιώντας το Augmented Dickey-Fuller test ότι οι τιμές του χαλκού και τις σόγιας εμφάνιζαν χαρακτηριστικά φούσκας, ενώ ο Robles (2009) με τη χρήση ενός Granger causality test έδειξε ότι οι κερδοσκοπικές συναλλαγές πιθανώς εξηγούν την αύξηση της τιμής σε μια σειρά από αγροτικά εμπορεύματα όπως το σιτάρι, η σόγια και το ρύζι.

## 5. ΔΕΔΟΜΕΝΑ

Στο σημείο αυτό παραθέτω τις επεξηγηματικές μεταβλητές και τα δεδομένα τα οποία χρησιμοποιώ στην εργασία για να προσδιορίσω τα μοντέλα τα οποία θα περιγράφουν το κάθε εμπόρευμα. Για το πετρέλαιο έχω δημιουργήσει ένα μοντέλο με τέσσερις παράγοντες που από την βιβλιογραφία (Qiang Ji 2011, Louis H. Ederington, Chitru S. Fernano, Thomas K. Lee, Scott C. Linn, Anthony D. May 2011) επηρεάζουν την τιμή και την μεταβλητότητα αυτής. Συγκεκριμένα χρησιμοποιώ την συνολική παραγωγή πετρελαίου από τον οργανισμό O.P.E.C, τον U.S Dollar Index ο οποίος μετρά την αξία του δολαρίου σε σχέση με ένα “καλάθι” νομισμάτων, την δυνατότητα δύλισης των Η.Π.Α (refining capacity) η οποία δείχνει την αξία των προϊόντων που παράγει ένα διυλιστήριο σε μια μέρα, ενώ η τελευταία μεταβλητή είναι το federal funds rate, το οποίο θα μας δώσει μια αίσθηση για την νομισματική πολιτική την περίοδο την οποία μελετά η εργασία. Τα στοιχεία είναι σε μηνιαία βάση και ξεκινούν από 31/07/1992 έως 31/05/2017, έτσι ώστε να καλύπτεται μια μεγάλη χρονική περίοδος.

Όσον αφορά το φυσικό αέριο τα δεδομένα καλύπτουν την χρονική περίοδο από την 01/01/1997 έως την 01/06/2017 και βρίσκονται σε μηνιαία βάση. Οι μεταβλητές οι οποίες αναφέρονται στη διεθνή βιβλιογραφία ( Stephen P. A. Brown και Mine K. Yücel 2008, Sebastian Nick και Stefan Thoenes 2014) και που χρησιμοποίησα εδώ είναι τέσσερις: η τιμή του άνθρακα, ο οποίος αποτελεί μια εναλλακτική επιλογή για την παραγωγή ρεύματος, η παραγωγή φυσικού αερίου στις Η.Π.Α, το PPI U.S.A - natural gas, το οποίο δείχνει την μέση μεταβολή στις τιμές που λαμβάνουν οι παραγωγοί για αγαθά και υπηρεσίες που πωλούνται είτε στο εσωτερικό είτε στο εξωτερικό σε μια περίοδο· εδώ αναφερόμαστε συγκεκριμένα σε προϊόντα και υπηρεσίες που έχουν να κάνουν με το φυσικό. Η τελευταία μεταβλητή είναι η τιμή του πετρελαίου το οποίο αποτελεί και υποκατάστατο του φυσικού αερίου σε πολλές του χρήσεις.

Το επόμενο εμπόρευμα που μελετάμε είναι ο χρυσός για τον οποίο τα στοιχεία είναι μηνιαία και η μελέτη τους αρχίζει από την 01/07/1992 έως την 01/05/2017. Η πρώτη ανεξάρτητη μεταβλητή που χρησιμοποιώ για τον προσδιορισμό του μοντέλου είναι η τιμή του δείκτη U.S Dollar Index, στη συνέχεια έχω τα αποθέματα χρυσού (εκφρασμένα σε δολάρια) που διακρατούν οι κεντρικές τράπεζες κάθε χώρας εκτός της Ρωσίας. Η τρίτη τιμή είναι η τιμή του πετρελαίου ενώ η τελευταία ανεξάρτητη μεταβλητή είναι το Αμερικανικό PPI. Οι συγκεκριμένες μεταβλητές είναι και αυτές



που φυσικά ανάμεσα και σε άλλες προτείνονται από τη διεθνή βιβλιογραφία (Levin, E.J, Montagnoli, A. και Wright, R.E. 2006, Dr. Sindhu 2013)

Τέλος, για το χαλκό, η διεθνής βιβλιογραφία προτείνει αρκετές μεταβλητές οι οποίες είναι ικανές να εξηγήσουν την κίνηση του. Στην εργασία χρησιμοποιώ πέντε μεταβλητές ορμώμενος από την εργασία των Eugie Kabwe και Wang Yiming 2015. Τα δεδομένα είναι σε μηνιαία βάση και καλύπτουν χρονικά την περίοδο από την 01/01/1995 έως την 01/03/2017. Συγκεκριμένα οι μεταβλητές που χρησιμοποιώ είναι τα αποθέματα του χαλκού σε παγκόσμιο επίπεδο, ο δείκτης του χρηματιστηρίου της Σανγκάης, ο δείκτης S&P 500, η τιμή του πετρελαίου και τέλος ο U.S Dollar Index. Στην εισαγωγή της εργασίας αναφέρθηκε ότι θα υπάρχουν δύο χρονικά διαστήματα στα οποία θα γίνουν οι ίδιοι έλεγχοι. Το δεύτερο χρονικό διάστημα θα ξεκινά από την αρχή του πρώτου και θα τελειώνει στις 30/06/2008. Συγκεκριμένα για το πετρέλαιο η δεύτερη χρονική περίοδος μελέτης είναι 31/07/1992 έως 30/06/2008, για το φυσικό αέριο 01/01/1997 έως 30/06/2008, για το χρυσό 01/07/1992 έως 30/06/2008 και τέλος για το χαλκό 01/01/1995 έως 30/06/2008. Με αυτόν τον τρόπο θα μπορούμε να κάνουμε συγκρίσεις ανάμεσα στις δύο περιόδους και να εξάγουμε πιο χρήσιμα συμπεράσματα.

Όλα τα δεδομένα, για κάθε μεταβλητή που χρησιμοποιείται στην εργασία, ανακτήθηκαν από την Federal Reserve Bank of Saint Louis, το Bloomberg Terminal και την πλατφόρμα της Thomson Reuters Datastream. Σε αυτό το σημείο θα πρέπει να σημειωθεί ότι ίσως θα ήταν πιο χρήσιμο να χρησιμοποιήσω μεγαλύτερο αριθμό επεξηγηματικών μεταβλητών για κάθε μοντέλο μιας και η βιβλιογραφία είναι πλούσια. Παρόλα αυτά οι πηγές στις οποίες είχα πρόσβαση δεν μπορούσαν να μου δώσουν όσες

πληροφορίες, για παράδειγμα μια μεταβλητή η οποία θα μπορούσε να αποτυπώσει τον πολιτικό κίνδυνο θα ήταν χρήσιμη σε ένα μοντέλο με εξαρτημένη μεταβλητή την τιμή του χρυσού, τα future του πετρελαίου έχουν μεγάλη σημασία για την τιμή του, καθώς μας δίνουν πληροφορίες για το εάν η αγορά είναι σε φάση contagio ή backwardation· οι πηγές όμως που είχα στη διάθεσή μου παρείχαν πληροφορίες για το έτος 2006 και μετά και έτσι θεώρησα σωστό να μην ασχοληθώ καθόλου με αυτή την πλευρά της αγοράς πετρελαίου αν και έχει πολύ μεγάλο ενδιαφέρον. (Ακολουθούν τα συνοπτικά στατιστικά στοιχεία για τις εξαρτημένες και ανεξάρτητες μεταβλητές.)

*Descriptive Statistics*

Για ολόκληρο το δείγμα	Mean	Std. Dev.	Skewness	Kurtosis	Observations
<b>OIL</b>					
<b>OIL_PRICE</b>	0,007096	0,092736	-0,0385	3,972660	298
<b>FED_RATES</b>	0,003946	0,126569	1,199765	19,70086	298
<b>USD_INDEX</b>	0,000756	0,024182	0,322262	3,693349	298
<b>US_REF_CAP</b>	0,000563	0,003350	-0,0714	16,71705	298
<b>PRODUCTION_OPEC</b>	0,001177	0,014372	-0,4046	5,614329	298
<b>NATURAL_GAS</b>					
<b>NATURAL_GAS</b>	0,008397	0,136923	0,707342	4,960139	245
<b>CRUDE_OIL</b>	0,007353	0,097660	-0,0427	3,812758	245
<b>COAL</b>	0,005648	0,073650	1,185136	9,180805	245
<b>US_PPI_NG</b>	0,013845	0,166025	0,842513	5,533415	245
<b>US_NG_SUPPLY</b>	0,001497	0,018244	-1,3591	16,74705	245
<b>GOLD</b>					
<b>GOLD_PRICE</b>	0,004904	0,036656	0,516499	4,762234	298
<b>GOLD_RESERVES</b>	0,020764	0,173979	12,10091	180,1010	298
<b>CRUDE_OIL</b>	0,007096	0,092736	-0,038516	3,972661	298
<b>US_PPI</b>	0,001708	0,010424	-1,023.421	8,127212	298
<b>USD_INDEX</b>	0,000756	0,024182	0,322262	3,693348	298
<b>COPPER</b>					
<b>COP_PRICE</b>	0,004598	0,064646	-0,048998	6,651809	266
<b>COP_STOCKS</b>	0,013820	0,177868	1,884238	12,60221	266
<b>S_P</b>	0,007010	0,042737	-0,682021	4,191719	266
<b>SHANGAI_INDEX</b>	0,010021	0,083490	0,230549	4,299215	266
<b>USD_INDEX</b>	0,000698	0,023749	0,224790	3,615754	266

Παρατηρήσεις έως 2008	Mean	Std. Dev.	Skewness	Kurtosis	Observations
<b>OIL</b>					
<b>FED_RATES</b>	-0,00079	0,057926	-0,890223	7,3926	191
<b>OIL_PRICE</b>	0,012276	0,086936	0,211156	3,4800	191
<b>PRODUCTION_OPEC</b>	0,001717	0,0161	-0,417516	5,1784	191
<b>US_REF_CAP</b>	0,000608	0,00325	1,091.311	9,4434	191
<b>USD_INDEX</b>	-0,00067	0,022789	0,341839	3,5422	191
<b>NATURAL_GAS</b>					
<b>COAL</b>	0,014153	0,071115	2,2036	1,2330	139
<b>CRUDE_OIL</b>	0,015794	0,094878	0,158605	3,1522	139
<b>NATURAL_GAS</b>	0,016881	0,146639	0,334873	4,7253	139

<b>US_PPI_NG</b>	0,02659	0,19343	0,73559	4,7255	139
<b>US_NG_SUPPLY</b>	0,000671	0,017687	-1,3464	1,3048	139
<b>GOLD</b>					
<b>USD_INDEX</b>	0,000691	0,022731	0,34541	3.560.833	192
<b>US_PPI</b>	0,002939	0,009061	0,11911	4.967.233	192
<b>GOLD_RESERVES</b>	0,030169	0,215677	9.756.375	1.170.842	192
<b>GOLD_PRICE</b>	0,005721	0,03520	0,78648	5.969.953	192
<b>CRUDE_OIL</b>	0,012912	0,087156	0,200977	3.440.996	192
<b>COPPER</b>					
<b>US_DOLLAR_INDEX</b>	-0,00106	0,021515	0,109654	3,102	163
<b>S_P</b>	0,007032	0,04132	-0,590769	3,693	163
<b>SHANGAI_INDEX</b>	0,012593	0,08710	0,50839	4,074	163
<b>COPPER_WAREHOUSE</b>	0,012638	0,193313	2,187	1,400	163
<b>COPPER</b>	0,00757	0,06157	0,734413	5,958	163

## 6. ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

Όπως προαναφέρθηκε στην εισαγωγή της εργασίας ο έλεγχος για το αν υπάρχουν κερδοσκοπικές φούσκες με δεδομένη την παραδοχή ότι οι επενδυτές είναι ορθολογικοί, θα γίνει με τη χρήση τριών τρόπων οι οποίοι είναι το Unit root test, το Cointegration test και με το Duration dependence test. Επειδή υπάρχουν τέσσερα commodities και τα test που πρέπει να γίνουν είναι αρκετά, στο κύριο μέρος της εργασίας θα παρουσιάσω αναλυτικά τη διαδικασία για ένα εμπόρευμα, θα ακολουθεί ένας σχολιασμός των αποτελεσμάτων για όλα τα εμπορεύματα αλλά οι πίνακες και τα test για τρία από αυτά θα υπάρχουν στο παράρτημα της εργασίας. Το οικονομετρικό πρόγραμμα το οποίο χρησιμοποίησα σε πρώτη φάση για τα δύο πρώτα test είναι το EViews (Econometric Views) ενώ για το τρίτο test χρησιμοποίησα το Stata.

### Unit Root Test

Οι Campbell και Shiller (1987), μαζί με τους Diba και Grossman (1988) αναφέρουν ότι η στασιμότητα της τιμής μιας μετοχής όπως και των μεταβλητών οι οποίες επηρεάζουν την συμπεριφορά αυτής της μετοχής, μπορούν να πάρουν τη

μορφή ενός ελέγχου για την ύπαρξη (όπως αναφέρεται στη διεθνή βιβλιογραφία) rational speculative bubble. Στην περίπτωση όπου μια μετοχή βρίσκεται σε φούσκα είναι λιγότερο πιθανό για τη χρονοσειρά να γίνει στάσιμη, ακόμη και στην περίπτωση στην οποία πάρουμε πρώτες, δεύτερες ή και τρίτες διαφορές. Εάν η χρονοσειρά είναι στάσιμη στις πρώτες διαφορές τότε είναι πολύ πιθανό η μη στασιμότητα να προέκυψε εξαιτίας των θεμελιωδών μεταβλητών και όχι εξαιτίας της ύπαρξης μιας κερδοσκοπικής φούσκας. Ο έλεγχος της στασιμότητας θα γίνει με το Augmented Dickey Fuller test (ADF) τόσο για τα εμπορεύματα όσο και για τις μεταβλητές που επέλεξα και που από τη βιβλιογραφία φαίνεται ότι επηρεάζουν τις τιμές τους. Η μηδενική υπόθεση ( $H_0$ ) για το test αυτό είναι ότι η χρονοσειρά έχει μοναδιαία ρίζα. Η εναλλακτική υπόθεση ( $H_1$ ) είναι ότι η χρονοσειρά είναι στάσιμη.

Από τα αποτελέσματα παρατηρούμε ότι όλες οι μεταβλητές είναι μη στάσιμες εάν δεν τις επεξεργαστούμε. Όταν κάνουμε την μετατροπή των χρονοσειρών σε αποδόσεις, δηλαδή όταν πάρουμε πρώτες διαφορές, βλέπουμε ότι όλες οι μεταβλητές εμφανίζουν P-value πολύ κοντά στο 0, που σημαίνει ότι η πιθανότητα να απορρίψω λανθασμένα την μηδενική υπόθεση είναι πολύ μικρή και έτσι μπορώ να προχωρήσω στον ισχυρισμό ότι οι χρονοσειρές είναι στάσιμες. Συνεπώς, από αυτό το test δεν προκύπτουν ενδείξεις για φούσκα στις τιμές των εμπορευμάτων όσον αφορά τουλάχιστον την περίοδο την οποία μελετάμε. (Ακολουθούν τα αποτελέσματα για το πετρέλαιο)

Μεταβλητές πετρελαίου στα levels (1992-2017)

Method	Statistic	Prob.**
ADF - Fisher Chi-square	7.65237	0.6628
ADF - Choi Z-stat	0.47078	0.6811

Μεταβλητές πετρελαίου ως αποδόσεις (1992-2017)

Method	Statistic	Prob.**
ADF - Fisher Chi-square	627.415	0.0000
ADF - Choi Z-stat	-24.3331	0.0000

Μεταβλητές πετρελαίου στα levels (1992-2008)

Method	Statistic	Prob.**
ADF - Fisher Chi-square	5.54622	0.8518
ADF - Choi Z-stat	3.16479	0.9992

Μεταβλητές πετρελαίου ως αποδόσεις (1992-2008)

Method	Statistic	Prob.**
ADF - Fisher Chi-square	400.728	0.0000
ADF - Choi Z-stat	-18.5046	0.0000

Παρόλα τα παραπάνω ο Evans (1991) αναφέρει ότι η μέθοδος των Diba και Grossman δεν μπορεί να αναγνωρίσει μια κατηγορία των rational bubbles η οποία χαρακτηρίζεται στη βιβλιογραφία ως «periodically collapsing bubbles». Αυτό συμβαίνει διότι όπως αναφέρει ο Evans “ the Diba and Grossman approach to bubble detection assumes that the bubble component follows a linear process whereas a bubble component may follow a nonlinear process”

### Cointegration Test

Το test συν-ολοκλήρωσης εξετάζει την ύπαρξη μακροχρόνιας σχέσης μεταξύ των τιμών ενός τίτλου και των τιμών ενός συνόλου θεμελιωδών μεταβλητών (Blackburn και Sola 1996, Brooks και Katsaris 2003, Junttila 2003). Οι προσεγγίσεις που μπορεί να ακολουθήσει κάποιος είναι δύο. Αρχικά μπορεί κανείς να ελέγξει για στασιμότητα τα κατάλοιπα μιας παλινδρόμησης όπου στο αριστερό μέρος βρίσκεται η τιμή του τίτλου ενώ στο δεξί μια σειρά από μεταβλητές που από τη θεωρία μπορούν είτε περισσότερο είτε λιγότερο να εξηγήσουν την κίνηση της τιμής του τίτλου (μετοχή, εμπόρευμα, ομόλογο). Εάν τα κατάλοιπα είναι στάσιμα τότε το πιθανότερο είναι να

μην υπάρχει φούσκα. Ο δεύτερος τρόπος με τον οποίο μπορεί κανείς να κάνει το cointegration test είναι να διαπιστώσει εάν υπάρχει μια μακροχρόνια σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ των τιμών των μεταβλητών και της τιμής του τίτλου για τον οποίο γίνεται ο έλεγχος. Στην εργασία αυτή το cointegration test θα γίνει και με τους δύο τρόπους χρησιμοποιώντας τη διαδικασία των Engle–Granger (1987) και το Johansen test.

Το πρώτο πράγμα που θα πρέπει να γίνει για τη μέθοδο των Engle-Granger είναι να βεβαιωθώ ότι οι μεταβλητές δεν είναι στάσιμες. Για κάθε εμπόρευμα έχω δημιουργήσει τις ακόλουθες παλινδρομήσεις, σύμφωνα πάντα με τις μεταβλητές από τη βιβλιογραφία και τη θεωρία:

$$1. \text{ OIL PRICE} = A_0 + A_1 * (\text{USD}_{\text{INDEX}}) + A_2 * (\text{US REF CAP}) + A_3 * (\text{PRODUCTION OPEC}) + A_4 * (\text{FED RATES}) + E_i$$

$$2. \text{ NATURAL GAS} = B_0 + B_1 * (\text{COAL}) + B_2 * (\text{US PPI NG}) + B_3 * (\text{US NG SUPPLY}) + B_4 * (\text{CRUDE OIL}) + E_i$$

$$3. \text{ GOLD PRICE} = C_0 + C_1 * (\text{CRUDE OIL}) + C_2 * (\text{GOLD RESERVES}) + C_3 * (\text{US PPI}) + C_4 * (\text{USD INDEX}) + E_i$$

$$4. \text{ COP PRICE} = D_0 + D_1 * (\text{COP STOCKS}) + D_2 * (\text{SP}) + D_3 * (\text{SHANGHAI INDEX}) + D_4 * (\text{USD INDEX}) + E_i$$

Για κάθε εξίσωση θα γίνει η παλινδρόμηση με τη μέθοδο OLS και θα κρατήσω τα κατάλοιπα τα οποία θα τα υποβάλλονται στη συνέχεια σε έλεγχο μοναδιαίας ρίζας χρησιμοποιώντας το Augmented Dickey-Fuller test.

### Engle-Granger Oil (1992-2017)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
FED_RATES	-2.201847	0.9043	-9.905387	0.9091
OIL_PRICE	-3.987339	0.1456	-32.67677	0.0919
PRODUCTION_OPEC				
C	-4.309613	0.0725	-31.17027	0.1154
US_REF_CAP	-3.451351	0.3566	-23.15232	0.3339
USD_INDEX	-3.130414	0.5224	-18.45683	0.5400

\*MacKinnon (1996) p-values.

Στον έλεγχο των Engle-Granger η μηδενική υπόθεση ( $H_0$ ) είναι ότι οι χρονοσειρές δεν είναι συν-ολοκληρωμένες. Από το αποτέλεσμα του test βλέπουμε ότι για την τιμή του πετρελαίου δεν μπορώ να απορρίψω την  $H_0$  που σημαίνει ότι υπάρχουν ενδείξεις για φούσκα. Χρησιμοποιώντας το ίδιο test και στις άλλες χρονοσειρές βλέπουμε ότι για το φυσικό αέριο η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται καθώς για δύο χρονοσειρές το p-value είναι κάτω από 5% ενώ το ίδιο συμβαίνει και για το χρυσό. Αντίθετα για το χαλκό δεν μπορώ να απορρίψω την μηδενική υπόθεση, καθώς όλα τα p-value είναι μεγαλύτερα του 16% κάτι που σημαίνει ότι δεν υπάρχουν σχέσεις συνολοκληρώσεις μεταξύ των μεταβλητών. Με άλλα λόγια ένας άλλος παράγοντας και όχι οι θεμελιώδεις μεταβλητές εξηγούν την κίνηση της τιμής του εμπορεύματος.

#### Engle-Granger Oil (1992-2008)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
FED_RATES	-1.597853	0.9804	-6.201766	0.9799
OIL_PRICE	-1.601383	0.9802	-10.24951	0.8966
PRODUCTION_OPE C	-3.741037	0.2338	-22.57001	0.3434
US_REF_CAP	-2.693746	0.7412	-16.66701	0.6177
USD_INDEX	-2.601794	0.7796	-14.79329	0.7101

\*MacKinnon (1996) p-values.

Με τη χρήση του ίδιου test παρατηρώ ότι το 2008 στην τιμή του πετρελαίου υπάρχουν ενδείξεις για φούσκα μόνο που αυτή τη φορά είναι πολύ πιο ισχυρές. Για το φυσικό αέριο μπορώ και εδώ να απορρίψω τη μηδενική υπόθεση με ευκολία, ενώ για το χρυσό παρατηρούμε ότι μια μεταβλητή έχει p-value μικρότερο από 5% το οποίο βέβαια είναι αρκετό για να απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση. Τέλος, για το χαλκό δεν μπορώ να απορρίψω τη μηδενική υπόθεση, αφού όλα τα p-value είναι ξανά μεγαλύτερα του 5%.

Το Johansen test μπορεί να το δει κανείς ως μια πολυπαραγοντική γενίκευση του επαυξημένου Dickey-Fuller test (ADF). Η γενίκευση είναι η εξέταση των γραμμικών συνδυασμών των μεταβλητών για μοναδιαία ρίζα. Το Johansen test και η τεχνική της μέγιστης πιθανοφάνειας (maximum likelihood) δίνουν τη δυνατότητα στον αναλυτή – ερευνητή να υπολογίσει όλα τα διανύσματα συν-ολοκλήρωσης όταν

υπάρχουν πάνω από δύο μεταβλητές. Εάν υπάρχουν τρεις μεταβλητές, η κάθε μια με μοναδιαία ρίζα, τότε θα υπάρχουν το μέγιστο δύο διανύσματα συν-ολοκλήρωσης. Γενικότερα εάν έχουμε  $n$  μεταβλητές οι οποίες έχουν μοναδιαία ρίζα (δεν είναι στάσιμες) τότε δεν μπορεί να υπάρξουν πάνω από  $n-1$  cointegrating vectors. Το test προσπαθεί να εκτιμήσει όλα αυτά τα διανύσματα.

### **Johansen test oil (1992-2017)**

Date: 10/07/17 Time: 20:22  
Sample (adjusted): 6 299  
Included observations: 294 after adjustments  
Trend assumption: Linear deterministic trend  
Series: FED\_RATES OIL\_PRICE PRODUCTION\_OPEC US\_REF\_CAP USD\_INDEX  
Lags interval (in first differences): 1 to 4

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.080218	60.38290	69.81889	0.2238
At most 1	0.058237	35.79896	47.85613	0.4066
At most 2	0.043595	18.15847	29.79707	0.5544
At most 3	0.017031	5.053641	15.49471	0.8031
At most 4	1.12E-05	0.003284	3.841466	0.9525

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.080218	24.58394	33.87687	0.4137
At most 1	0.058237	17.64049	27.58434	0.5253
At most 2	0.043595	13.10483	21.13162	0.4426
At most 3	0.017031	5.050357	14.26460	0.7355
At most 4	1.12E-05	0.003284	3.841466	0.9525

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

#### Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by $b^*S11*b=I$ ):

	PRODUCTION_O			
FED_RATES	OIL_PRICE	PEC	US_REF_CAP	USD_INDEX
0.126872	0.042614	0.000670	-0.002004	0.112193
-0.026751	-0.074033	0.000669	-0.000342	-0.078058
0.717849	-0.004820	-0.000472	0.002515	-0.036066
-0.066419	-0.007715	-0.000178	0.000929	0.080553
0.063317	0.009880	-3.04E-05	-0.000983	0.024597



Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(FED_RATES)	-0.015330	0.010302	-0.020709	-0.001598
D(OIL_PRICE)	-0.616956	0.819544	0.497806	0.179554
D(PRODUCTION _OPEC)	-70.72239	-26.74276	34.96606	-1.522633
D(US_REF_CAP)	6.559568	7.703299	0.069437	2.293068
D(USD_INDEX)	0.078714	0.013542	0.030397	-0.257410

1 Cointegrating Equation(s):                      Log likelihood                      -5057.304

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

	FED_RATES	OIL_PRICE	PRODUCTION_O PEC	US_REF_CAP	USD_INDEX
	1.000000	0.335881 (0.13949)	0.005281 (0.00164)	-0.015799 (0.00471)	0.884306 (0.26465)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(FED_RATES)	-0.001945 (0.00093)
D(OIL_PRICE)	-0.078274 (0.03919)
D(PRODUCTION _OPEC)	-8.972669 (3.10536)
D(US_REF_CAP)	0.832224 (0.40450)
D(USD_INDEX)	0.009987 (0.01599)

2 Cointegrating Equation(s):                      Log likelihood                      -5048.484

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

	FED_RATES	OIL_PRICE	PRODUCTION_O PEC	US_REF_CAP	USD_INDEX
	1.000000	0.000000	0.009467 (0.00222)	-0.019749 (0.00593)	0.603396 (0.24400)
	0.000000	1.000000	-0.012462 (0.00380)	0.011760 (0.01011)	0.836340 (0.41636)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(FED_RATES)	-0.002221 (0.00095)	-0.001416 (0.00062)
D(OIL_PRICE)	-0.100198 (0.03953)	-0.086964 (0.02604)
D(PRODUCTION _OPEC)	-8.257286 (3.16667)	-1.033889 (2.08622)
D(US_REF_CAP)	0.626156 (0.40894)	-0.290773 (0.26941)
D(USD_INDEX)	0.009624 (0.01634)	0.002352 (0.01077)

3 Cointegrating Equation(s):                      Log likelihood                      -5041.931

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

	FED_RATES	OIL_PRICE	PRODUCTION_O	US_REF_CAP	USD_INDEX
--	-----------	-----------	--------------	------------	-----------

		PEC		
1.000000	0.000000	0.000000	0.001888 (0.00044)	0.002436 (0.04022)
0.000000	1.000000	0.000000	-0.016723 (0.00303)	1.627462 (0.27905)
0.000000	0.000000	1.000000	-2.285587 (0.24733)	63.48132 (22.7752)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)				
D(FED_RATES)	-0.017087 (0.00525)	-0.001316 (0.00062)	6.40E-06 (7.6E-06)	
D(OIL_PRICE)	0.257152 (0.22131)	-0.089364 (0.02596)	-9.98E-05 (0.00032)	
D(PRODUCTION _OPEC)	16.84306 (17.7482)	-1.202419 (2.08165)	-0.081793 (0.02575)	
D(US_REF_CAP)	0.676001 (2.30065)	-0.291108 (0.26984)	0.009519 (0.00334)	
D(USD_INDEX)	0.031445 (0.09195)	0.002205 (0.01078)	4.75E-05 (0.00013)	
<hr/>				
4 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	-5039.406	
<hr/>				
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)				
		PRODUCTION_O		
FED_RATES	OIL_PRICE	PEC	US_REF_CAP	USD_INDEX
1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	-0.378258 (0.16347)
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	4.999512 (1.46696)
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	524.3369 (198.971)
0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	201.6355 (85.6218)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)				
D(FED_RATES)	-0.016980 (0.00527)	-0.001304 (0.00062)	6.69E-06 (7.7E-06)	-2.64E-05 (2.4E-05)
D(OIL_PRICE)	0.245226 (0.22208)	-0.090749 (0.02605)	-0.000132 (0.00033)	0.002375 (0.00102)
D(PRODUCTION _OPEC)	16.94420 (17.8215)	-1.190671 (2.09008)	-0.081522 (0.02611)	0.237438 (0.08187)
D(US_REF_CAP)	0.523698 (2.30792)	-0.308799 (0.27067)	0.009110 (0.00338)	-0.013480 (0.01060)
D(USD_INDEX)	0.048542 (0.09162)	0.004191 (0.01074)	9.33E-05 (0.00013)	-0.000325 (0.00042)

Σε αυτόν τον πίνακα βλέπουμε τα αποτελέσματα του συγκεκριμένου test για τη χρονοσειρά του πετρελαίου όπου από τα αποτελέσματα βλέπουμε ότι δεν υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης ανάμεσα στις μεταβλητές κάτι που κάνει πιθανή την ύπαρξη φούσκας στην τιμή του προϊόντος. Για το φυσικό αέριο έχουμε δύο εξισώσεις συνολοκλήρωσης κάτι που σημαίνει ότι η τιμή του φυσικού αερίου δεν εμφανίζει

στοιχεία κερδοσκοπικής φούσκας. Για το χρυσό βλέπω ότι υπάρχει μια εξίσωση συνολοκλήρωσης, συνεπώς υπάρχει μακροχρόνια σχέση ανάμεσα στη τιμή του χρυσού και τις θεμελιώδεις μεταβλητές. Για την τιμή του χαλκού παρατηρούμε ότι δεν υπάρχει καμία μακροχρόνια σχέση ανάμεσα στις μεταβλητές κάτι που κάνει το ενδεχόμενο ύπαρξης μια φούσκας πιθανό. Ακολουθούν τα αποτελέσματα για την περίοδο 1992-2008.

### Johansen test Oil (1992-2008)

Date: 10/07/17 Time: 21:16  
Sample (adjusted): 6 192  
Included observations: 187 after adjustments  
Trend assumption: Linear deterministic trend  
Series: FED\_RATES OIL\_PRICE PRODUCTION\_OPEC US\_REF\_CAP USD\_INDEX  
Lags interval (in first differences): 1 to 4

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.155323	64.78705	69.81889	0.1180
At most 1	0.077436	33.22136	47.85613	0.5446
At most 2	0.053700	18.14938	29.79707	0.5550
At most 3	0.040224	7.827822	15.49471	0.4840
At most 4	0.000804	0.150387	3.841466	0.6982

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level  
\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level  
\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.155323	31.56568	33.87687	0.0921
At most 1	0.077436	15.07199	27.58434	0.7425
At most 2	0.053700	10.32156	21.13162	0.7140
At most 3	0.040224	7.677435	14.26460	0.4124
At most 4	0.000804	0.150387	3.841466	0.6982

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level  
\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level  
\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

	FED_RATES	OIL_PRICE	PRODUCTION_O PEC	US_REF_CAP	USD_INDEX
	0.506498	-0.019205	0.000456	-0.000637	0.066363
	0.582026	-0.025814	-0.000477	0.002799	-0.081949
	-0.336549	-0.024429	0.000830	-0.001041	-0.025695
	-0.126483	0.089818	-0.000195	-0.000480	0.124266
	0.105108	-0.136543	1.03E-05	0.003060	-0.066741

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(FED_RATES)	-0.029452	-0.022185	0.013256	-0.012241
D(OIL_PRICE)	-0.549350	0.656357	0.347185	0.054286
D(PRODUCTION _OPEC)	-38.75257	39.59686	-51.41873	-18.26322
D(US_REF_CAP)	7.929981	-0.863122	7.677828	2.078202
D(USD_INDEX)	0.313708	0.073949	-0.010800	-0.357692

1 Cointegrating Equation(s):                      Log likelihood                      -3132.066

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

	FED_RATES	OIL_PRICE	PRODUCTION_O PEC	US_REF_CAP	USD_INDEX
	1.000000	-0.037918 (0.05770)	0.000901 (0.00037)	-0.001257 (0.00131)	0.131024 (0.06270)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(FED_RATES)	-0.014917 (0.00531)
D(OIL_PRICE)	-0.278244 (0.12169)
D(PRODUCTION _OPEC)	-19.62808 (17.2749)
D(US_REF_CAP)	4.016516 (1.89081)
D(USD_INDEX)	0.158892 (0.07682)

2 Cointegrating Equation(s):                      Log likelihood                      -3124.530

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

	FED_RATES	OIL_PRICE	PRODUCTION_O PEC	US_REF_CAP	USD_INDEX
	1.000000	0.000000	0.011037 (0.00355)	-0.037005 (0.01022)	1.732895 (0.44966)
	0.000000	1.000000	0.267311 (0.08774)	-0.942776 (0.25269)	42.24601 (11.1143)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(FED_RATES)	-0.027830 (0.00797)	0.001138 (0.00033)
D(OIL_PRICE)	0.103773 (0.18113)	-0.006393 (0.00755)
D(PRODUCTION _OPEC)	3.418339 (26.2074)	-0.277903 (1.09288)
D(US_REF_CAP)	3.514156 (2.87982)	-0.130016 (0.12009)
D(USD_INDEX)	0.201933 (0.11693)	-0.007934 (0.00488)

3 Cointegrating Equation(s):                      Log likelihood                      -3119.369

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

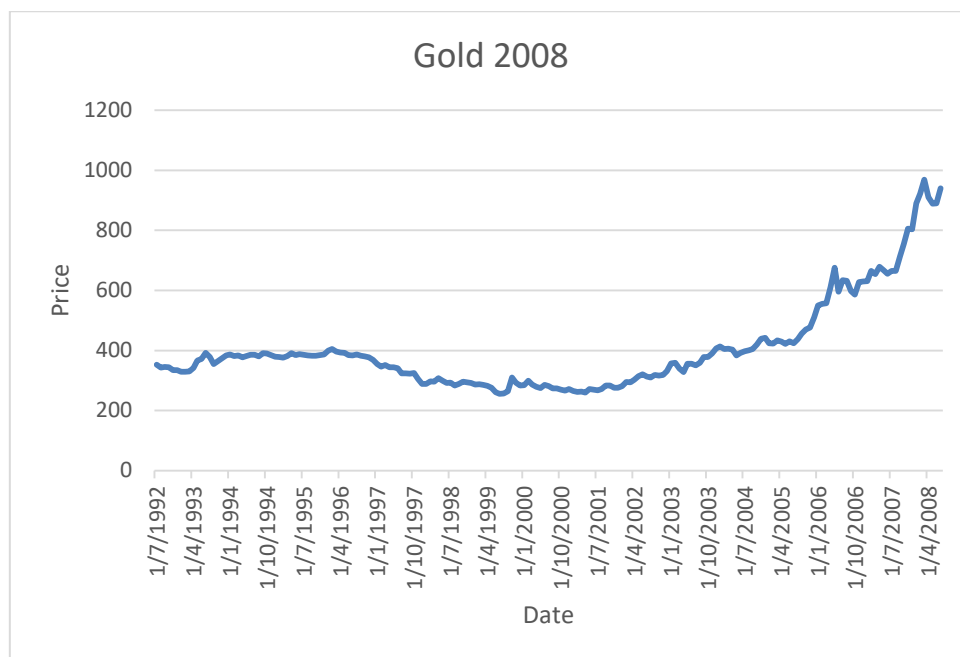
	FED_RATES	OIL_PRICE	PRODUCTION_O	US_REF_CAP	USD_INDEX
--	-----------	-----------	--------------	------------	-----------

		PEC		
1.000000	0.000000	0.000000	-0.000604 (0.00063)	0.148811 (0.04794)
0.000000	1.000000	0.000000	-0.061171 (0.01592)	3.880010 (1.21943)
0.000000	0.000000	1.000000	-3.298049 (0.44786)	143.5257 (34.3088)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)				
D(FED_RATES)	-0.032291 (0.00865)	0.000814 (0.00042)	8.14E-06 (1.1E-05)	
D(OIL_PRICE)	-0.013072 (0.19630)	-0.014874 (0.00942)	-0.000275 (0.00025)	
D(PRODUCTION _OPEC)	20.72328 (28.3929)	0.978179 (1.36262)	-0.079252 (0.03577)	
D(US_REF_CAP)	0.930189 (3.10132)	-0.317574 (0.14884)	0.010406 (0.00391)	
D(USD_INDEX)	0.205567 (0.12757)	-0.007670 (0.00612)	9.90E-05 (0.00016)	
<hr/>				
4 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	-3115.530	
<hr/>				
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)				
		PRODUCTION_O		
FED_RATES	OIL_PRICE	PEC	US_REF_CAP	USD_INDEX
1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.123849 (0.03868)
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	1.353108 (0.63750)
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	7.287019 (72.4135)
0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	-41.30885 (25.4127)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)				
D(FED_RATES)	-0.030743 (0.00871)	-0.000285 (0.00101)	1.05E-05 (1.1E-05)	-5.13E-05 (3.2E-05)
D(OIL_PRICE)	-0.019938 (0.19847)	-0.009998 (0.02296)	-0.000286 (0.00025)	0.001800 (0.00072)
D(PRODUCTION _OPEC)	23.03327 (28.6861)	-0.662180 (3.31896)	-0.075685 (0.03634)	0.197781 (0.10417)
D(US_REF_CAP)	0.667331 (3.13311)	-0.130915 (0.36250)	0.010000 (0.00397)	-0.016451 (0.01138)
D(USD_INDEX)	0.250809 (0.12680)	-0.039797 (0.01467)	0.000169 (0.00016)	0.000190 (0.00046)

Και για αυτό το χρονικό διάστημα βλέπουμε ότι οι μεταβλητές του πετρελαίου δεν συνδέονται με κάποια μακροχρόνια σχέση. Για αυτό το λόγο μπορούμε να ισχυριστούμε ότι υπάρχει πιθανότητα η τιμή να είχε φτάσει σε εκείνα τα επίπεδα εξαιτίας μιας κερδοσκοπικής φούσκας. Για το φυσικό αέριο βλέπουμε και πάλι ότι υπάρχει μια σχέση συν-ολοκλήρωσης. Το ίδιο ισχύει και για το χρυσό. Τέλος, για τον

χαλκό κατά την περίοδο 1995-2008 βλέπουμε ότι δεν υπάρχει πάλι, σχέση συν-ολοκλήρωσης κάτι που περιμέναμε να συμβεί.

Συνοψίζοντας, βλέπουμε ότι η μέθοδος των Engle-Granger και το test του Johansen μας δίνουν ακριβώς τα ίδια αποτελέσματα όσον αφορά την ύπαρξη μακροχρόνιας σχέσης μεταξύ των μεταβλητών τόσο για την περίοδο που αφορά μέχρι το 2017 όσο και για την περίοδο πριν την χρηματοπιστωτική κρίση του 2008. Εντύπωση προκαλεί το γεγονός ότι παρά την υψηλή τιμή στην οποία βρίσκεται η τιμή του χρυσού καμιά μέθοδος εδώ, δεν υποδηλώνει ότι υπάρχουν ενδείξεις για φούσκα στην τιμή του.



Κάτι ακόμα που έχει τη δική του σημασία είναι το γεγονός ότι και οι δύο μέθοδοι έδειξαν ότι το 2008 οι ενδείξεις για την ύπαρξη μιας κερδοσκοπικής φούσκας στις τιμές των προϊόντων ήταν ισχυρότερες. Ακόμη και για το φυσικό αέριο για παράδειγμα, βλέπουμε ότι το 2017 εμφανίζει 2 εξισώσεις συν-ολοκλήρωσης ενώ το ίδιο αγαθό το 2008 εμφανίζει μία εξίσωση. Το φαινόμενο αυτό είναι λογικό καθώς η οικονομία μέχρι εκείνη την περίοδο αναπτυσσόταν με ικανοποιητικούς ρυθμούς της τάξης του 5,6% με τις αναπτυσσόμενες οικονομίες (οι οποίες καταναλώνουν σε μεγαλύτερο βαθμό εμπορεύματα όπως το πετρέλαιο, ο χαλκός και το φυσικό αέριο ) να κινούνται μέχρι το 2007 με ρυθμό της τάξης του 8,6% σύμφωνα με το διεθνές νομισματικό ταμείο. Αυτό είχε ως αποτέλεσμα την αύξηση των τιμών σε πολύ υψηλά

επίπεδα, έτσι είναι πιθανό traders και άλλοι συναλλασσόμενοι στην αγορά να πίστευαν ότι η τάση αυτή θα συνεχιστεί, κάτι το οποίο δεν είναι απίθανό αφού σχεδόν κανείς δεν πίστευε σε μια αντιστροφή του οικονομικού κλίματος, ειδικά με την ταχύτητα με την οποία αυτή τελικά έγινε.

### Duration Dependence Test

Η μεθοδολογία αυτή αναπτύχθηκε από τους McQueen και Thorley (1994). Ο συγκεκριμένος έλεγχος είναι διαφορετικός από τους δύο προηγούμενους υπό την έννοια ότι δεν βασίζεται στην αναγνώριση των θεμελιωδών μεταβλητών οι οποίες θεωρητικά επηρεάζουν την τιμή των εμπορευμάτων. Ταυτόχρονα δεν χρειάζεται να προσδιορίσουμε πολλούς παράγοντες σε αντίθεση με το test για τη συν-ολοκλήρωση. Η λογική του test είναι ότι εάν έχω πράγματι μια κερδοσκοπική φούσκα με δεδομένο ότι οι επενδυτές δρουν ορθολογικά, τότε όσο ένα σερί θετικών αποδόσεων αυξάνεται (στη μετοχή, το δείκτη ή το εμπόρευμα...), η πιθανότητα να έχω αρνητικές αποδόσεις μειώνεται. Δηλαδή, μια κερδοσκοπική φούσκα μπορεί να υπάρξει εάν υπάρχει αρνητική σχέση μεταξύ της πιθανότητας ενός σερί από θετικές αποδόσεις με το μέγεθός αυτού του σερί (το χρονικό διάστημα το οποίο διήρκεσε). Με άλλα λόγια η ύπαρξη μιας φούσκας συνιστά negative duration dependence και decreasing hazard rate (όπως αναφέρεται στη βιβλιογραφία). Η μηδενική υπόθεση του test είναι ότι δεν υπάρχουν ενδείξεις για την ύπαρξη φούσκας ενώ η εναλλακτική υποθέτει το ακριβώς αντίθετο. Ακολουθούν τα αποτελέσματα για το πετρέλαιο κατά τη περίοδο 1992-2017 και 1992-2008. Η ανάλυση έγινε με τη χρήση του οικονομετρικού προγράμματος Stata και συγκεκριμένα με τη μέθοδο Cox Proportional Hazards Model

### Oil 1992-2017

No. of subjects =	158	Number of obs =	158
No. of failures =	63		
Time at risk =	24194		
		LR chi2(1) =	0.09

Log likelihood = -200.96619

Prob > chi2 = 0.7690

t	Haz. Ratio	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
Oil_Ni	.9795845	.069597	-0.29	0.772	.8522484 1.125946

### Oil 1992-2008

No. of subjects = 97

Number of obs = 97

No. of failures = 42

Time at risk = 9663

Log likelihood = -114.16294

LR chi2(1) = 7.22

Prob > chi2 = 0.0072

t	Haz. Ratio	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
Oil2008_Ni	.9582178	.0420254	-0.97	0.330	.8792904 1.04423

Από τα αποτελέσματα και για τις δύο χρονικές περιόδους βλέπω ότι το p-value είναι ίσο με 77.2% και 33% αντίστοιχα, κάτι που σημαίνει ότι η πιθανότητα να απορρίψω τη μηδενική υπόθεση λανθασμένα είναι πολύ μεγάλη. Συνεπώς, βλέπω ότι για τις συγκεκριμένες δύο χρονοσειρές δεν υπάρχουν ενδείξεις για φούσκα. Για το φυσικό αέριο βλέπω πάλι ότι τα p-value είναι ίσα με 50.5% και 68.9% κάτι το οποίο σημαίνει ότι και εδώ δεν υπάρχουν ενδείξεις για φούσκα. Το ίδιο ισχύει και για τις δύο χρονοσειρές του χρυσού όπου τα p-value είναι 51.3% και 18.4%. Τέλος, το ίδιο συμπέρασμα προκύπτει και για το εμπόρευμα του χαλκού για το οποίο τα p-value έχουν μεγάλες τιμές και έτσι δεν μπορώ, για μια ακόμη φορά, να απορρίψω τη μηδενική υπόθεση. Ενδιαφέρον εδώ παρουσιάζει το γεγονός ότι το p-value το οποίο είναι πιο κοντά στο 5% είναι αυτό του χρυσού για την περίοδο 1992-2008 τα οποία είναι λογικό εάν δούμε το διάγραμμα της τιμής για εκείνη την περίοδο.



## 7. ΕΠΙΛΟΓΟΣ

Στη μελέτη αυτή προσπάθησα να διαπιστώσω εάν οι τιμές τεσσάρων βασικών εμπορευμάτων βρέθηκαν κατά τη διάρκεια δύο χρονικών περιόδων σε επίπεδα τα οποία δεν δικαιολογούνται από τους παράγοντες τους οποίους θα έπρεπε να επηρεάζονται. Για να φτάσω σε αυτό το συμπέρασμα χρησιμοποίησα τον έλεγχο στασιμότητας, του cointegration test και τέλος του duration dependence test. Το συμπέρασμα του πρώτου ελέγχου ήταν ότι δεν υπάρχουν ενδείξεις για φούσκες καθώς οι χρονοσειρές είναι στάσιμες εάν έχουμε αποδόσεις. Στη συνέχεια τόσο η διαδικασία των Engle-Granger όσο και το Johansen test έδειξαν ότι υπάρχουν ενδείξεις φούσκας στις τιμές του πετρελαίου και του χαλκού και για τις δύο χρονικές περιόδους οι οποίες εξετάζονται εδώ, σε αντίθεση με τις χρονοσειρές του φυσικού αερίου και του χαλκού οι οποίες δεν έδειξαν κάτι αντίστοιχο. Τα αποτελέσματα του τρίτου και τελευταίου ελέγχου έδειξαν ότι για κανένα εμπόρευμα σε καμία από τις δύο χρονικές περιόδους δεν υπάρχουν ενδείξεις για κερδοσκοπική φούσκα καθώς τα p-value ήταν πάντα μεγαλύτερα του 5% και έτσι η μηδενική υπόθεση δεν μπορεί να απορριφθεί.

Συνεπώς, παρατηρούμε ότι οι μέθοδοι των unit root test και του duration dependence παρουσιάζουν τα ίδια αποτελέσματα σε αντιδιαστολή με το cointegration test. Σε αυτή την περίπτωση είναι προτιμότερο να στηριχθούμε στα αποτελέσματα του duration dependence test καθώς δεν απαιτητέ ο προσδιορισμός των θεμελιωδών μεταβλητών που θεωρητικά καθορίζουν την τιμή, ενώ ταυτόχρονα δεν χρειάζεται να ελέγξω την από κοινού υπόθεση ότι υπάρχουν κερδοσκοπικές φούσκες και ότι το

μοντέλο που χρησιμοποιώ έχει δημιουργηθεί σωστά (properly specified). Επιπροσθέτως, οι Cambell και Shiller (1987), οι Matthey και Meese (1986), ο Johansen (1991) και ο Evan (1991) συγκλίνουν στο συμπέρασμα ότι τα test στασιμότητας και συν-ολοκλήρωσής δεν μπορούν να ανιχνεύσουν αυτού του είδους τις φούσκες σε ικανοποιητικό βαθμό, χωρίς αυτό να σημαίνει ότι δεν μπορούν να μας δείξουν κάποια μακροχρόνια σχέση ανάμεσα στις θεμελιώδεις μεταβλητές και στις τιμές των εμπορευμάτων. Συνεπώς καταλήγω στο συμπέρασμα ότι, για τις δύο αυτές χρονικές περιόδους δεν υπάρχουν ενδείξεις για πληθωριστικές τιμές στις χρονοσειρές των εμπορευμάτων. Στη διεθνή βιβλιογραφία έχουν υπάρξει μελέτες οι οποίες ασχολούνται με το παρόν θέμα, αλλά το δείγμα το οποίο χρησιμοποιούν είτε σταματά αρκετά πριν το 2017 είτε αρχίζει στα μέσα του 1980, κάτι που καθιστά την σύγκριση των αποτελεσμάτων ανούσια.

Κατά την περίοδο 2003-2008 οι τιμές των εμπορευμάτων έφτασαν σε πολύ υψηλά επίπεδα κάτι το οποίο δεν είναι πρωτοφανές αφού έχει ξανασυμβεί την περίοδο του πολέμου στην Κορεατική χερσόνησο όπως και τη δεκαετία του 1970. Η διαφορά είναι ότι κατά τα έτη 2003-2008 οι αναπτυσσόμενες οικονομικά χώρες, αναπτυχθήκαν για κάθε έτος με ρυθμό 6.9% κατά μέσο όρο. Ταυτόχρονα οι οικονομικές πολιτικές που ακολουθήθηκαν ( δημοσιονομική και νομισματική) από πολλές χώρες σε συνδυασμό με την αποδυνάμωση του δολαρίου δημιούργησαν ένα ευνοϊκό περιβάλλον για την αύξηση των τιμών. Άλλοι παράγοντες που είχαν σημαντική επίδραση στις τιμές των εμπορευμάτων ήταν η ανησυχία για τις γεωπολιτικές εξελίξεις σε χώρες οι οποίες βασίζουν την οικονομική τους δραστηριότητα στα εμπορεύματα τα οποία εξάγουν, όπως επίσης και η αυξανόμενη τάση, από το 2000 και έπειτα, της χρησιμοποίησης εμπορευμάτων σε χαρτοφυλάκια από επενδυτικούς οίκους με στόχο την καλύτερη διαφοροποίηση. Είναι λογικό ότι από τη στιγμή που όλα τα εμπορεύματα συναλλάσσονται ελεύθερα στην αγορά θα δεχτούν κερδοσκοπικές πιέσεις οι οποίες θα έχουν αντίκτυπο στην τιμή τους. Παρόλα αυτά, για τα εμπορεύματα που χρησιμοποιήθηκαν σε αυτή την εργασία και για το χρονικό διάστημα στο οποίο εκτείνονταν οι παρατηρήσεις μπορούμε να πούμε ότι η πρώτη σειρά παραγόντων εξηγεί καλύτερα τις μεταβολές στις αποδόσεις και την πορεία των τιμών γενικότερα.

## 8. ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

**B. T Diba & H. I Grossman.** (1988a), The theory of rational bubbles in stock prices, *The Economic Journal*, 98, pp. 746–54

**B T. Diba & H. I Grossman,** (1988), Explosive Rational Bubbles in Stock Prices?, *The American Economic Review*, Vol. 78, No. 3 pp. 520-530

**Behzad T. Diba & Herschel I. Grossman** (Jun., 1988), Explosive Rational Bubbles in Stock Prices?, *The American Economic Review*, Vol. 78, No. 3 pp.520-530

**Benjamas Jirasakuldech, Robert D. Campbell & John R. Knight,** (2006), Are There Rational Speculative Bubbles in REITs?, *Journal of Real Estate Finance and Economics* 32: 105–127

**Bing Zhang** (2008) Duration dependence test for rational bubbles in Chinese stock market, *Applied Economics Letters*, 15:8, 635-639

**Blackburn K & Sola M** (1996) Market fundamentals versus speculative bubbles: a new test applied to the german hyperinflation, *International Journal Of Finance & Economics* 1:303–317

**Blanchard O.J & Watson M.W,** (1982) Bubbles, rational expectations, and financial markets. In: Wachtel, P. (Ed), *Crisis in the Economic and Financial System*. Lexington Books, Lexington, Massachusetts.

**Brunnermeier, M.K.** (2008), “Bubbles”, in Durlauf, S.N. and Blume, L.E. (Eds), The New Palgrave Dictionary of Economics, 2nd ed., Palgrave MacMillan, Basingstoke

**Cai J, Cheung Y-L. & Wong M. C. S.** (2001) What moves the gold market?, Journal of Futures Markets, 21, 257–78

**Campbell JY & Shiller RJ** (1987) Cointegration and tests of present value models. Journal Political Economy 1062–1088

**Campbell J.Y & Shiller R.J,** (1988), The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors, The Review of Financial Studies, Volume 1, Issue 3, Pages 195–228

**Chris Brooks & Apostolos Katsaris,** (2003), Rational Speculative Bubbles: An Empirical Investigation Of The London Stock Exchange, Bulletin of Economic Research 55:4

**Craine R.** (1993). ‘Rational bubbles: A test’, Journal of Economic Dynamics and Control, 17, pp. 829–46

**Crocker H. Liu & Jianping Mei,** (1992), The predictability of returns on equity REITs and their co-movement with other assets, The Journal of Real Estate Finance and Economics, Volume 5, Issue 4, pp 401–418

**Dr. Sindhu,** (2013), A study on impact of select factors on the price of Gold, IOSR Journal of Business and Management 2278-487X. Volume 8, Issue 4 , PP 84-93

**Edward Nelling & Joseph Gyourko,** (1998) The Predictability of Equity REIT Returns. Journal of Real Estate Research: 1998, Vol. 16, No. 3, pp. 251-268

**Erik Norland,** (2016), Copper: Supply and Demand Dynamics, CME Group

**Eric J. Levin & Robert E. Wright,** (2006), Short-run and Long-run Determinants of the Price of Gold, World Gold Council, Research Study No 32

**Eugie Kabwe & Wang Yiming,** (2015), Analysis Of Copper’s Market And Price – Focus On The Last Decade’s Change And Its Future Trend, International Journal Of Scientific & Technology Research Volume 4, Issue 10

**Franklin Allen & Douglas Gale**, (2000) Bubbles and Crises, The Economic Journal 110 (January), 236-255

**George A. Waters & James E. Payne** (2007) REIT markets and rational speculative bubbles: an empirical investigation, Applied Financial Economics, 17:9, 747-753

**George W. Evans** (Sep., 1991), Pitfalls in Testing for Explosive Bubbles in Asset Prices, The American Economic Review, Vol. 81, No. 4 pp. 922-930

**Gerald P. Dwyer**, (2015), The Johansen Tests for Cointegration

**Gilbert, C. L.** (2010) Speculative influences on commodity futures prices 2006–2008, UNCTAD Discussion Paper No. 197

**Grant McQueen & Steven Thorley**, (1994), Bubbles, Stock Returns, and Duration Dependence, Journal Of Financial And Quantitative Analysis Vol. 29, No. 3

**Jean Tirole**, (1985) Asset Bubbles and Overlapping Generations, Econometrica, Vol. 53, No. 5 pp. 1071-1100

**Joe Matthey & Richard Meese**, (1986), Empirical assessment of present value relations, Journal of Econometric Reviews, Volume 5 Issue 2

**Kalok Chan , Grant McQueen & Steven Thorley**, (1998), Are there rational speculative bubbles in Asian stock markets?, Pacific-Basin Finance Journal 6 125–151

**Louis H. Ederington, Chitru S. Fernando, Thomas K. Lee, Scott C. Linn & Anthony D. May**, (2011), Factors Influencing Oil Prices: A Survey of the Current State of Knowledge in the Context of the 2007-08 Oil Price Volatility, U.S. Energy Information Administration

**Mark Bertus & Bryan Stanhouse**, (2001), Rational Speculative Bubbles in the Gold Futures Market: An Application of Dynamic Factor Analysis, The Journal of Futures Markets, Vol. 21, No. 1, 79–108

**Oliver D. Hart & David M. Kreps** (1986), Price Destabilizing Speculation, Journal of Political Economy vol. 94 no. 5

**Qiang Ji**, (2011), System analysis approach for the identification of factors driving crude oil prices, *Computers & Industrial Engineering* 63, pp. 615–625

**Riza Emekter , Benjamas Jirasakuldech & Peter Went** (2012) Rational speculative bubbles and commodities markets: application of duration dependence test, *Applied Financial Economics*, 22:7, 581-596

**Robles M., Torero M. & Braun J. V**, (2009), When speculation matters, *International Food Policy Research Institute Issue, Brief 57*

**Scott H. Irwin, Dwight R. Sanders & Robert P. Merrin** (2009). Devil or Angel? The Role of Speculation in the Recent Commodity Price Boom (and Bust). *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 41, pp 377-391

**Sebastian Nick & Stefan Thoenes**, (2014), What drives natural gas prices? — A structural VAR approach, *Energy Economics* 45, pp. 517–527

**Shiller, R.J**, 1981. Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends?, *American Economic Review* 71, 421–436

**Stephen P. A. Brown & Mine K. Yücel**, (2008), What Drives Natural Gas Prices?, *The Energy Journal*, Vol. 29, No. 2 , pp. 45-60

**Xiaoliang Liu Guenther & Filler Martin Odening**, (2013), "Testing for speculative bubbles in agricultural commodity prices: a regime switching approach", *Agricultural Finance Review*, Vol. 73 Iss 1 pp. 179 – 200

**Yvette S. Harman & Thomas W. Zuehlke**, (2004), Duration Dependence Testing For Speculative Bubbles, *Journal Of Economics And Finance* Volume 28

**Zisimos Koustas & Apostolos Serletis**, (2005), Rational bubbles or persistent deviations from market fundamentals?, *Journal of Banking & Finance* 29, 2523–2539

## 9. ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

Στο κεφάλαιο αυτό της εργασίας παραθέτω τα αποτελέσματα των test για τα υπόλοιπα εμπορεύματα καθώς και το θεωρητικό υπόβαθρο των ελέγχων που πραγματοποιήσα στην εργασία.

### Unit root test

Με τη συγκεκριμένη κατηγορία ελέγχων προσπαθούμε να διαπιστώσουμε εάν μια χρονοσειρά είναι στάσιμη. Μία στοχαστική διαδικασία ονομάζεται στάσιμη αν ο μέσος και η διακύμανσή της δεν μεταβάλλονται διαχρονικά και η συν διακύμανση των τιμών της σε δύο χρονικές περιόδους εξαρτάται μόνο από τις χρονικές υστερήσεις και όχι από καθαυτό το χρονικό σημείο στο οποίο υπολογίζεται. Ισχύουν δηλαδή τα ακόλουθα:

- $E(\varepsilon_t) = 0$
- $V(\varepsilon_t) = \sigma^2$
- $Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_t + k)$  για κάθε  $k \neq 0$

Όταν μια χρονοσειρά δεν έχει αυτές τις ιδιότητες ο μέσος και η διακύμανση μεταβάλλονται σε συνάρτηση με το χρόνο και παρουσιάζουν μια τάση με αποτέλεσμα οι στατιστικοί έλεγχοι που θα γίνουν να μην μπορούν να δώσουν αξιόπιστα αποτελέσματα. Για να δούμε το αν μια χρονοσειρά είναι στάσιμη μπορούμε να δούμε τους συντελεστές αυτοσυσχέτισης, τη γραφική παράσταση ή να πραγματοποιήσουμε μια σειρά από ελέγχους όπως το Phillips-Perron test και το Augmented Dickey-Fuller test. Το δεύτερο test έχει 3 μορφές:

- Χωρίς σταθερά και χωρίς τάση

$$\Delta X_i = \gamma_2 X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta X_{t-1} + e_i$$

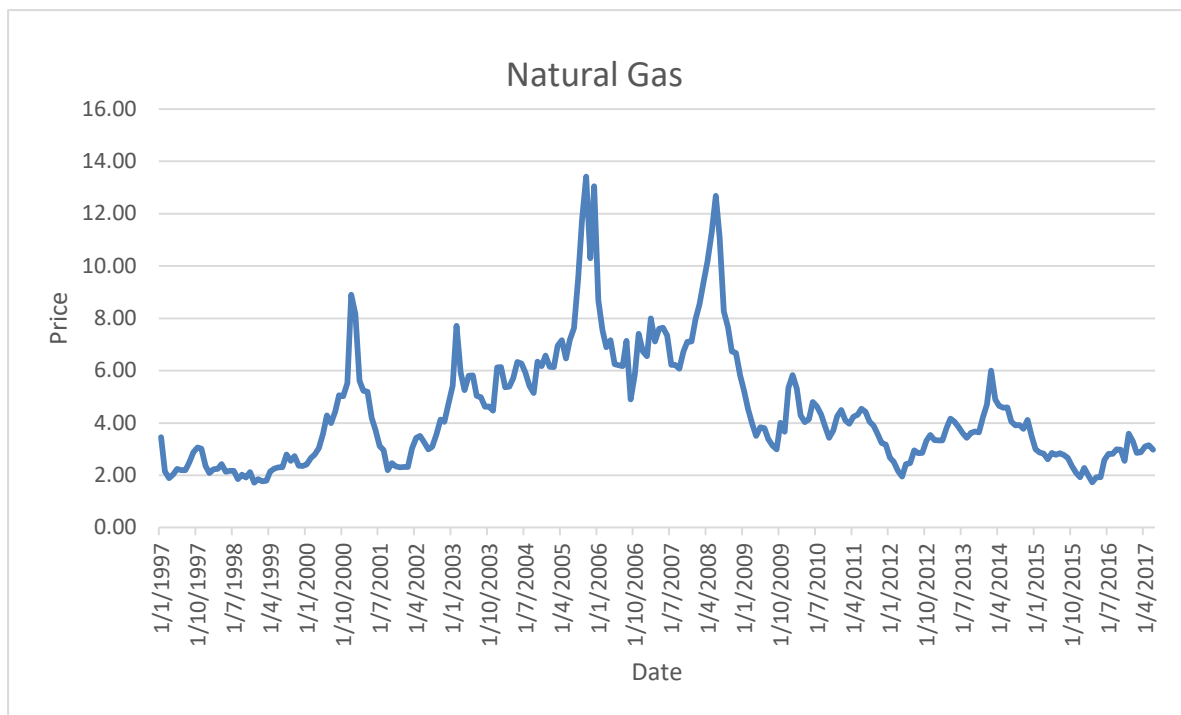
- Με σταθερά και χωρίς τάση

$$\Delta X_i = \gamma_0 + \gamma_2 X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta X_{t-1} + e_i$$

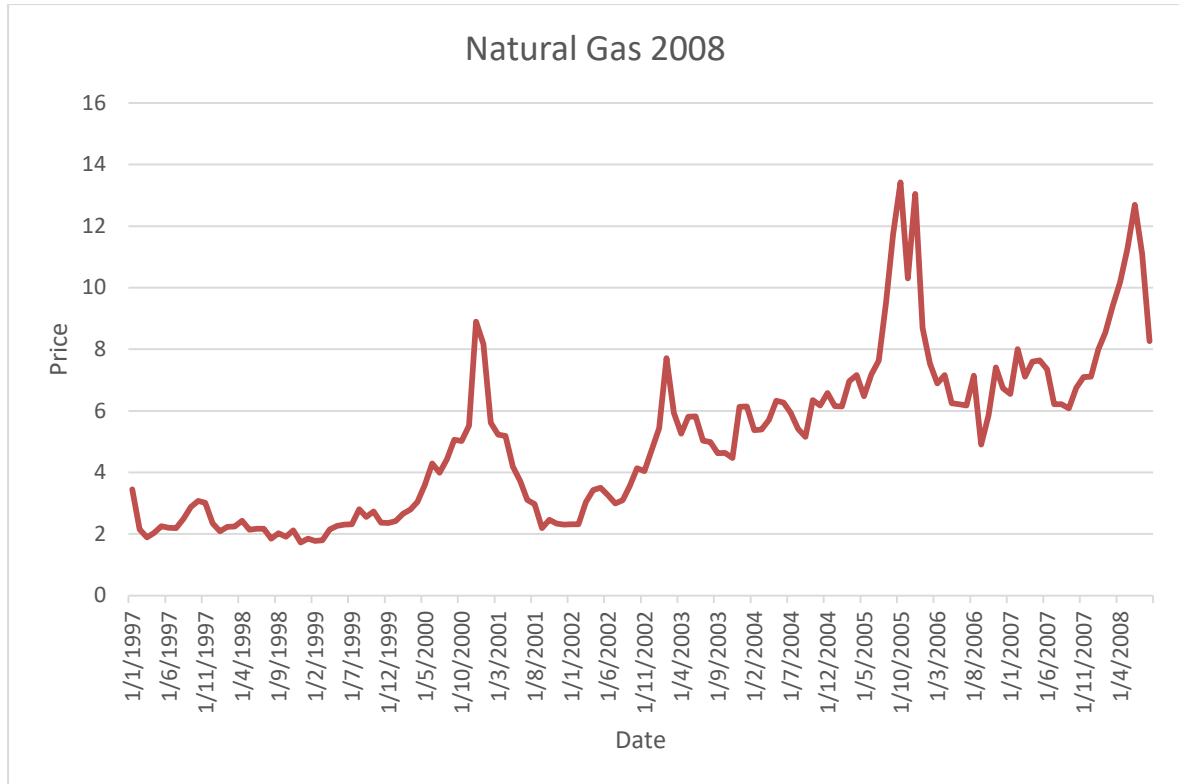
- Με σταθερά και τάση

$$\Delta X_i = \gamma_0 + \gamma_1 t + \gamma_2 X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta X_{t-1} + e_i$$

Όπου  $i=1,2,\dots,p$  ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων. Ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων θα πρέπει να είναι τέτοιος ώστε να μην έχουμε αυτοσυσχετιζόμενα κατάλοιπα. Για τον προσδιορισμό του βέλτιστου αριθμού των χρονικών υστερήσεων χρησιμοποιούνται τα κριτήρια Akaike (1973) και του Schwarz (1978).







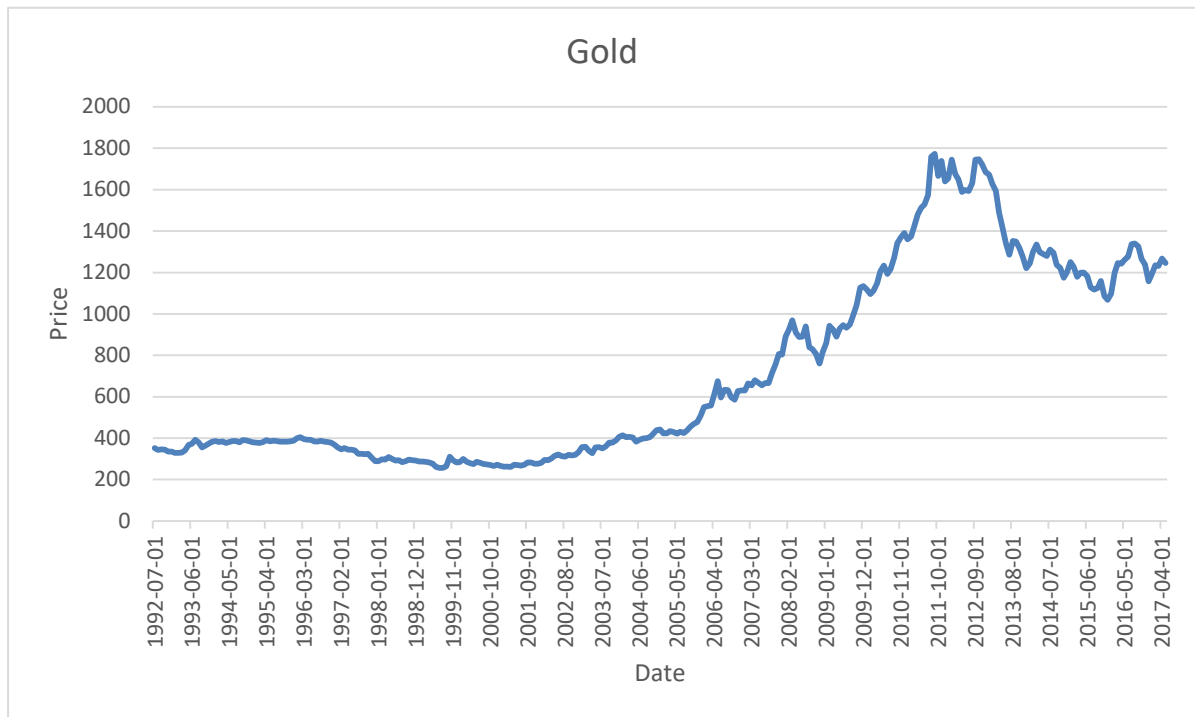
Οι χρονοσειρές του φυσικού αερίου στα levels

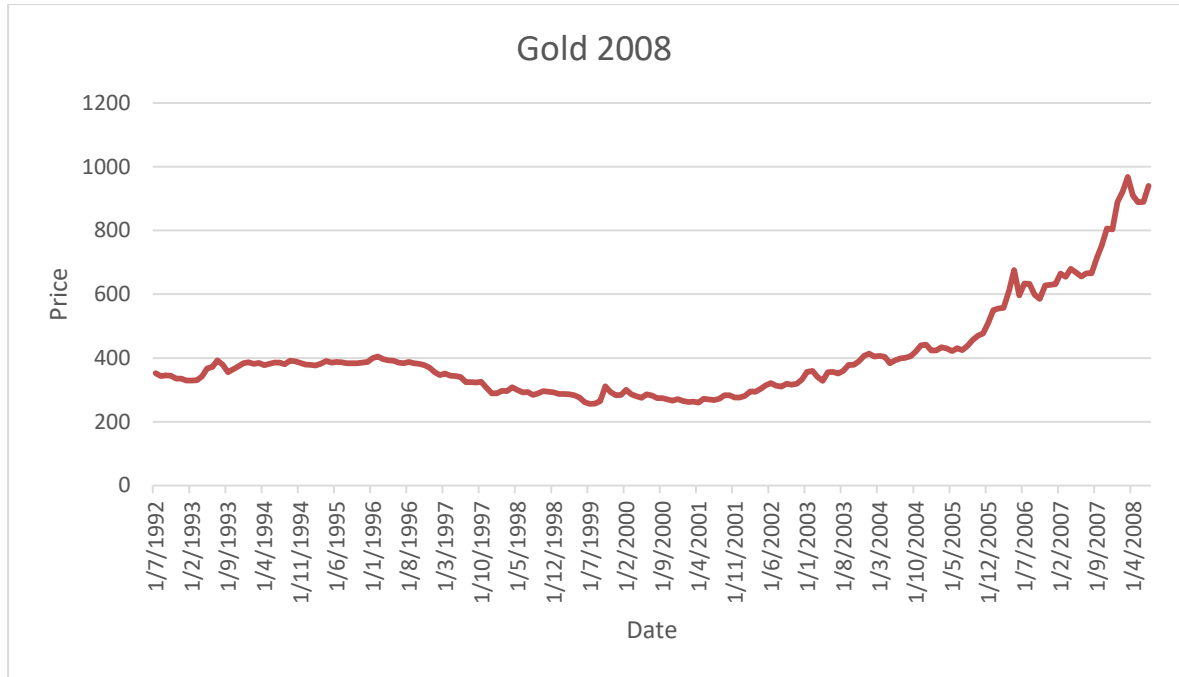
Natural gas 1997-2017 σε αποδόσεις (πρώτες διαφορές)

Method			Statistic	Prob.**
ADF - Fisher Chi-square			554426	0.0000
ADF - Choi Z-stat			-227971	0.0000

Natural gas 1997-2008 σε αποδόσεις (πρώτες διαφορές)

Method			Statistic	Prob.**
ADF - Fisher Chi-square			385937,0000	0.0000
ADF - Choi Z-stat			-187514,0000	0.0000





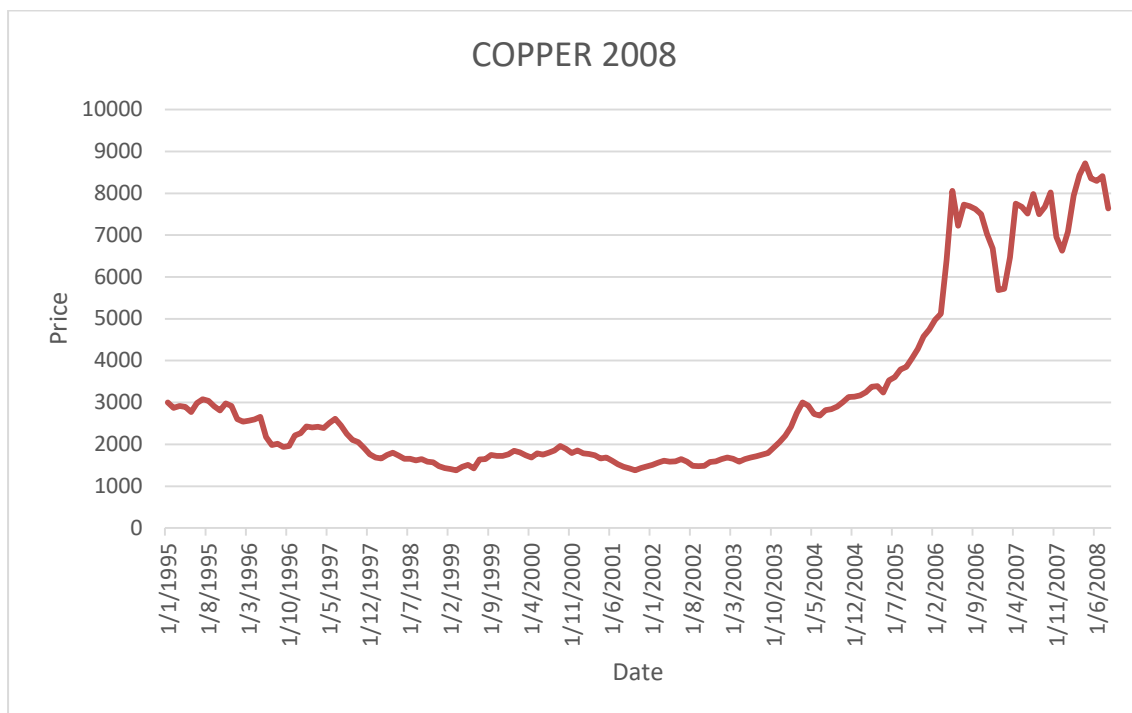
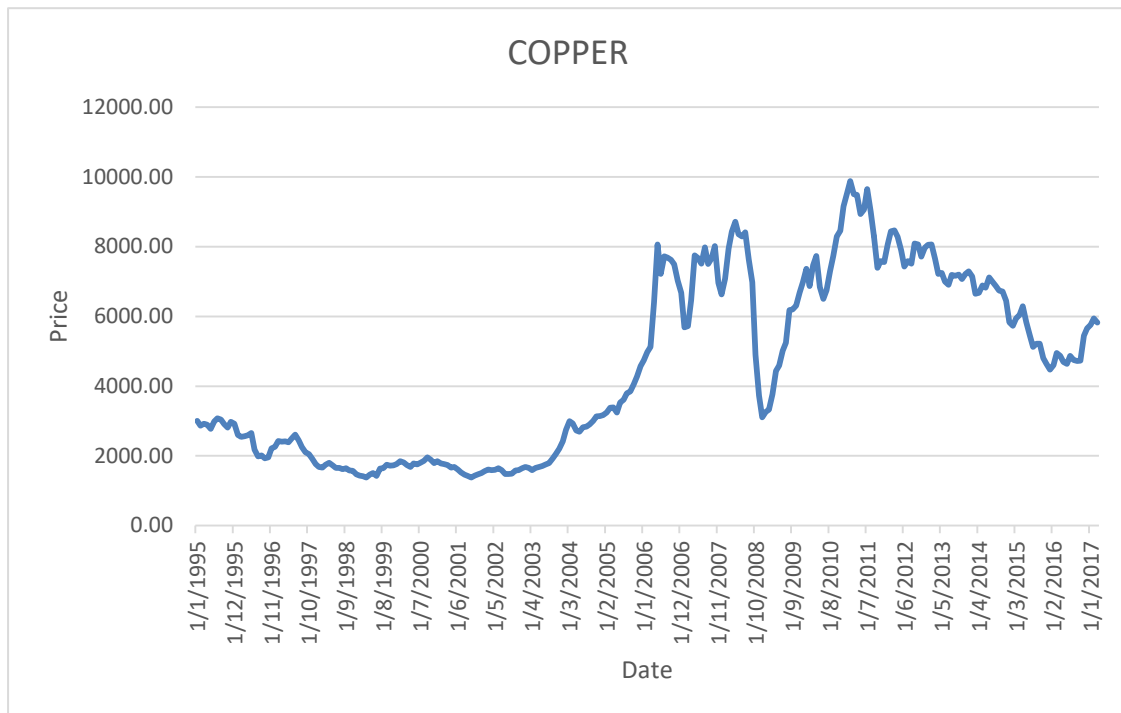
Οι χρονοσειρές του χρυσού στα levels

Gold 1992-2017 σε αποδόσεις (πρώτες διαφορές)

Method		Statistic	Prob.**
ADF - Fisher Chi-square		610.182	0.0000
ADF - Choi Z-stat		-239.627	0.0000

Gold 1992-2008 σε αποδόσεις (πρώτες διαφορές)

Method		Statistic	Prob.**
ADF - Fisher Chi-square		451682,00	0.0000
ADF - Choi Z-stat		-204759,00	0.0000



Οι χρονοσειρές του χαλκού στα levels

Copper 1995-2017 σε αποδόσεις (πρώτες διαφορές)

Method			Statistic	Prob.**
ADF - Fisher Chi-square			540.247	0.0000
ADF - Choi Z-stat			-224.497	0.0000

Copper 1995-2008 σε αποδόσεις (πρώτες διαφορές)

Method			Statistic	Prob.**
ADF - Fisher Chi-square			328.853	0.0000
ADF - Choi Z-stat			-170.757	0.0000

Engle-Granger Method for Cointegration

### Natural gas 1997-2017

Date: 10/13/17 Time: 22:36

Series: COAL CRUDE\_OIL NATURAL\_GAS US\_PPI\_\_NG US\_NG\_SUPPLY

Sample (adjusted): 1 246

Included observations: 246 after adjustments

Null hypothesis: Series are not cointegrated

Cointegrating equation deterministics: C

Automatic lags specification based on Schwarz criterion (maxlag=15)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
COAL	-3.391669	0.3877	-22.52837	0.3532
CRUDE_OIL	-3.591577	0.2929	-25.98088	0.2318
NATURAL_GAS	-15.13641	0.0000	-236.4606	0.0000
US_PPI__NG	-15.48011	0.0000	-241.6762	0.0000
US_NG_SUPPLY	-2.355427	0.8647	-12.68843	0.8090

\*MacKinnon (1996) p-values.

Intermediate Results:

	COAL	CRUDE_OIL	NATURAL_G AS	US_PPI__N G	US_NG_SUP PLY
Rho - 1	-0.091953	-0.106044	-0.965145	-0.986434	-0.051790
Rho S.E.	0.027111	0.029526	0.063763	0.063723	0.021987
Residual variance	45.56273	36.97199	0.397305	547.3524	3.767987
Long-run residual variance	45.56273	36.97199	0.397305	547.3524	3.767987
Number of lags	0	0	0	0	0
Number of observations	245	245	245	245	245
Number of stochastic trends**	5	5	5	5	5

\*\*Number of stochastic trends in asymptotic distribution

**Natural gas 1997-2008**

Date: 10/13/17 Time: 22:39  
Series: COAL01 CRUDE\_OIL01 NATURAL\_GAS01 US\_NG\_SUPPLY01 US\_PPI\_\_NG01  
Sample (adjusted): 1 140  
Included observations: 140 after adjustments  
Null hypothesis: Series are not cointegrated  
Cointegrating equation deterministics: C  
Automatic lags specification based on Schwarz criterion (maxlag=13)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
COAL01	-1.740634	0.9710	-12.13431	0.8245
CRUDE_OIL01	-3.175418	0.5048	-20.16663	0.4344
NATURAL_GAS01	-11.07964	0.0000	-130.4295	0.0000
US_NG_SUPPLY01	-4.170175	0.1084	-31.48812	0.0907
US_PPI__NG01	-11.55436	0.0000	-135.9164	0.0000

\*MacKinnon (1996) p-values.

Intermediate Results:

	COAL01	CRUDE_OIL01	NATURAL_GAS01	US_NG_SUPPLY01	US_PPI__NG01
Rho - 1	-0.087297	-0.145084	-0.938342	-0.226533	-0.977816
Rho S.E.	0.050153	0.045690	0.084691	0.054322	0.084627
Residual variance	34.54377	19.71413	0.599572	0.784997	805.9949
Long-run residual variance	34.54377	19.71413	0.599572	0.784997	805.9949
Number of lags	0	0	0	0	0
Number of observations	139	139	139	139	139
Number of stochastic trends**	5	5	5	5	5

\*\*Number of stochastic trends in asymptotic distribution

**Gold 1992-2017**

Date: 10/13/17 Time: 22:42  
Series: CRUDE\_OIL GOLD\_PRICE GOLD\_RESERVES US\_PPI USD\_INDEX  
Sample (adjusted): 1 299  
Included observations: 299 after adjustments  
Null hypothesis: Series are not cointegrated  
Cointegrating equation deterministics: C  
Automatic lags specification based on Schwarz criterion (maxlag=15)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
CRUDE_OIL	-4.830680	0.0183	-45.40298	0.0104
GOLD_PRICE	-2.176566	0.9098	-9.266314	0.9264
GOLD_RESERVES	-3.160083	0.5067	-19.81325	0.4759
US_PPI	-4.405930	0.0575	-37.38354	0.0432
USD_INDEX	-2.815469	0.6841	-15.52068	0.6827

\*MacKinnon (1996) p-values.

Intermediate Results:

	CRUDE_OIL	GOLD_PRICE	GOLD_RESE RVES	US_PPI	USD_INDEX
Rho - 1	-0.152359	-0.031095	-0.066487	-0.125448	-0.052083
Rho S.E.	0.031540	0.014286	0.021040	0.028473	0.018499
Residual variance	23.41994	1276.519	2.87E+20	6.479848	5.700081
Long-run residual variance	23.41994	1276.519	2.87E+20	6.479848	5.700081
Number of lags	0	0	0	0	0
Number of observations	298	298	298	298	298
Number of stochastic trends**	5	5	5	5	5

\*\*Number of stochastic trends in asymptotic distribution

### Gold 1992-2008

Date: 10/13/17 Time: 22:43

Series: CRUDE\_OIL01 GOLD\_PRICE01 GOLD\_RESERVES01 US\_PPI01 USD\_INDEX01

Sample (adjusted): 1 193

Included observations: 193 after adjustments

Null hypothesis: Series are not cointegrated

Cointegrating equation deterministics: C

Automatic lags specification based on Schwarz criterion (maxlag=14)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
CRUDE_OIL01	-5.740503	0.0011	-61.63245	0.0002
GOLD_PRICE01	-4.212964	0.0947	-32.56136	0.0848
GOLD_RESERVES01	-3.103969	0.5392	-18.64393	0.5199
US_PPI01	-3.044501	0.5704	-17.79759	0.5613
USD_INDEX01	-3.244724	0.4653	-19.91971	0.4590

\*MacKinnon (1996) p-values.

Intermediate Results:

	CRUDE_OIL0 1	GOLD_PRICE 01	GOLD_RESE RVES01	US_PPI01	USD_INDEX 01
Rho - 1	-0.321002	-0.169590	-0.097104	-0.149917	-0.103748
Rho S.E.	0.055919	0.040254	0.031284	0.049242	0.031975
Residual variance	10.33002	453.9244	3.42E+19	5.740573	8.788126
Long-run residual variance	10.33002	453.9244	3.42E+19	2.241146	8.788126
Number of lags	0	0	0	2	0
Number of observations	192	192	192	190	192
Number of stochastic trends**	5	5	5	5	5

\*\*Number of stochastic trends in asymptotic distribution

### Copper 1995-2017

Date: 10/13/17 Time: 22:32

Series: COP COP\_STOCKS S\_P SHANGAI\_INDEX US\_DOLLAR\_INDEX

Sample (adjusted): 1 267

Included observations: 267 after adjustments

Null hypothesis: Series are not cointegrated

Cointegrating equation deterministics: C

Automatic lags specification based on Schwarz criterion (maxlag=15)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
COP	-3.679509	0.2545	-25.58723	0.2461
COP_STOCKS	-3.136937	0.5196	-19.66381	0.4802
S_P	-2.222168	0.8996	-10.32394	0.8961
SHANGAI_INDEX	-2.771487	0.7052	-14.78579	0.7162
US_DOLLAR_INDEX	-3.881598	0.1793	-28.62587	0.1638

\*MacKinnon (1996) p-values.

Intermediate Results:

	COP	COP_STOCK S	S_P	SHANGAI_IN DEX	US_DOLLAR _INDEX
Rho - 1	-0.096193	-0.053302	-0.038812	-0.055586	-0.107616
Rho S.E.	0.026143	0.016992	0.017466	0.020056	0.027725
Residual variance	231234.7	2.70E+09	6482.154	44285.37	6.326408
Long-run residual variance	231234.7	5.23E+09	6482.154	44285.37	6.326408
Number of lags	0	1	0	0	0
Number of observations	266	265	266	266	266
Number of stochastic trends**	5	5	5	5	5

\*\*Number of stochastic trends in asymptotic distribution

### Copper 1995-2008

Date: 10/13/17 Time: 22:31

Series: COP01 COP\_STOCKS01 S\_P01 SHANGAI\_INDEX01 US\_DOLLAR\_INDEX01

Sample (adjusted): 1 164

Included observations: 164 after adjustments

Null hypothesis: Series are not cointegrated

Cointegrating equation deterministics: C

Automatic lags specification based on Schwarz criterion (maxlag=13)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
COP01	-2.937046	0.6267	-18.03700	0.5441
COP_STOCKS01	-3.195362	0.4928	-26.76856	0.1946
S_P01	-2.536936	0.8049	-9.418925	0.9200
SHANGAI_INDEX01	-3.429466	0.3737	-27.03165	0.1877
US_DOLLAR_INDEX 01	-2.535004	0.8057	-12.78471	0.7996

\*MacKinnon (1996) p-values.

Intermediate Results:

	COP01	COP_STOCK S01	S_P01	SHANGAI_IN DEX01	US_DOLLAR _INDEX01
Rho - 1	-0.089784	-0.066383	-0.057785	-0.092027	-0.078434
Rho S.E.	0.030569	0.020775	0.022777	0.026834	0.030940
Residual variance	141833.8	1.94E+09	3133.180	39161.74	5.897202
Long-run residual variance	218112.6	1.23E+10	3133.180	130355.0	5.897202
Number of lags	1	3	0	2	0
Number of observations	162	160	163	161	163
Number of stochastic trends**	5	5	5	5	5

\*\*Number of stochastic trends in asymptotic distribution



### Johansen test for Cointegration

Η εξίσωση VAR (vector autoregression) χωρίς σταθερό όρο είναι η εξής:

$$X_t = \sum_{i=1}^k A_i X_{t-i} + U_t$$

για  $k > 1$  θα ισχύει

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Pi_i \Delta X_{t-1} + U_t$$

όπου

$$\Pi = -(I - A_1 - A_2 - \dots - A_k)$$

και

$$\Pi_i = -(A_{i+1} - A_{i+2} - \dots - A_{i+k}) \text{ με } i = 1, 2, \dots, k-1.$$

Το υπόδειγμα τώρα έχει τη μορφή ενός VEC – Vector Error Correction model. Εάν όλες οι  $n$  μεταβλητές του είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης  $I(1)$ , τότε οι μεταβλητές  $\Delta X_{t-i}$  είναι στάσιμες. Το υπόδειγμά αυτό είναι δυνατόν να εκτιμηθεί με συνέπεια κάτω από την υπόθεση ότι όλες του οι μεταβλητές είναι συνολοκληρωμένες, έτσι ώστε το  $\Pi X_{t-1}$  είναι επίσης στάσιμο. Εάν ο βαθμός της μήτρας  $\Pi$  ισούται με  $r$ , όπου  $r < n$ , δηλαδή οι γραμμές της δεν είναι γραμμικά ανεξάρτητες, αποδεικνύεται ότι η μήτρα αυτή μπορεί να γραφεί ως:  $\Pi = \alpha \cdot \beta'$  όπου  $\alpha$  και  $\beta$  είναι μήτρες διαστάσεων  $n \times r$ . Η μήτρα  $\beta$  ονομάζεται «μήτρα συνολοκλήρωσης» και η μήτρα  $\alpha$  ονομάζεται «μήτρα προσαρμογής». Στην περίπτωση που είναι  $X_t \sim I(1)$  τότε  $\beta' X_t \sim I(0)$ , δηλαδή οι μεταβλητές  $X_t$  είναι συνολοκληρωμένες. Τα διανύσματα συνολοκλήρωσης είναι οι αντίστοιχες στήλες στην  $\beta$ , έστω  $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_r$ . Με άλλα λόγια ο βαθμός  $r$  της μήτρας  $\Pi$  προσδιορίζει τον αριθμό των διανυσμάτων συνολοκλήρωσης ή αλλιώς τον «βαθμό συν-ολοκλήρωσης».

Η διαδικασία του Johansen αποτελείται από 2 test, της μέγιστης ιδιοτιμής (maximum eigenvalue test) και του ελέγχου ίχνους (trace test). Η μηδενική υπόθεση υποστηρίζει και για τα δύο test, ότι δεν υπάρχει συνολοκλήρωση ενώ η εναλλακτική διαφέρει.

### **Έλεγχος Μέγιστης Ιδιοτιμής**

Το test της μέγιστης ιδιοτιμής ελέγχει εάν ο βαθμός της μήτρας  $\Pi$  είναι μηδέν. Η μηδενική υπόθεση είναι ότι ο βαθμός της μήτρας είναι ίσος με το μηδέν ενώ η εναλλακτική υπόθεση είναι ότι  $\Pi = 1$ . Στα επόμενα test η null hypothesis είναι ότι ο βαθμός της  $\Pi$  είναι 1, 2... ενώ για την alternative hypothesis ο βαθμός της  $\Pi$  είναι 2, 3, .... . Εάν ο βαθμός της μήτρας είναι μηδέν τότε η μεγαλύτερη ιδιοτιμή είναι μηδέν, δεν υπάρχει συνολοκλήρωση και τα test τελειώνουν εκεί. Εάν η μέγιστη ιδιοτιμή είναι διάφορη του μηδενός ο βαθμός της μήτρας είναι τουλάχιστον 1 και είναι πιθανό να υπάρχουν περισσότερα διανύσματα συνολοκλήρωσης. Μετά εξετάζουμε τη δεύτερη μεγαλύτερη ιδιοτιμή. Εάν είναι ίση με μηδέν δεν χρειάζεται να δούμε κάτι άλλο και τα test τελειώνουν εκεί και λέμε ότι έχουμε ακριβώς ένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης. Στην περίπτωση κατά την οποία η δεύτερη μεγαλύτερη ιδιοτιμή είναι και αυτή διάφορη του μηδενός και ταυτόχρονα υπάρχουν περισσότερες από δύο μεταβλητές είναι πιθανό να υπάρχουν περισσότερα διανύσματα συνολοκλήρωσης. Την ίδια διαδικασία ακολουθούμε και για την 3<sup>η</sup> μεγαλύτερη ιδιοτιμή αν χρειαστεί μέχρι το σημείο όπου η μηδενική υπόθεση δεν μπορεί να απορριφθεί. Το eigenvalue test (όπως ονομάζεται) είναι ένα likelihood ratio test του οποίου η εξίσωση είναι

$$LR(r_0, r_0 + 1) = -T \ln(1 - \lambda_{r_0 + 1})$$

όπου  $LR(r_0, r_0 + 1)$  είναι η τιμή για να ελέγξω εάν ο βαθμός της  $\Pi = r_0$  ή εάν ισχύει η εναλλακτική υπόθεση  $\Pi = r_0 + 1$ .

### Έλεγχος Ίχνους

Ο έλεγχος ίχνους εξετάζει το εάν ο βαθμός της μήτρας  $\Pi$  είναι  $r_0$ . Η μηδενική υπόθεση είναι  $\Pi = r_0$  ενώ η εναλλακτική είναι ότι  $r_0 \leq \text{rank}(\Pi) \leq n$ , όπου  $n$  είναι ο μέγιστος αριθμός των πιθανών διανυσμάτων συνολοκλήρωσης. Εάν η μηδενική υπόθεση απορριφθεί, η επόμενη μηδενική υπόθεση είναι  $\Pi = r_0 + 1$  ενώ η νέα εναλλακτική θα είναι  $r_0 + 1 < \text{rank}(\Pi) \leq n$ . Η εξίσωση η οποία χρησιμοποιείται εδώ για το test είναι

$$LR(r_0, n) = -T \sum_{i=r_0+1}^n \ln(1 - \lambda_i)$$

όπου  $LR(r_0, n)$  είναι ο αριθμός που θα χρησιμοποιήσουμε για να δούμε εάν ο βαθμός της μήτρας  $\Pi$  είναι ίσος με  $r$  σε αντίθεση με ότι προϋποθέτει η μηδενική υπόθεση. Για παράδειγμα εάν θέλουμε να εξετάσουμε το εάν η μήτρα έχει βαθμό μηδέν εναντίον της εναλλακτικής  $\Pi \leq n$  τότε η μορφή της εξίσωσης θα είναι η ακόλουθη

$$LR(0, n) = -T \sum_{i=1}^n \ln(1 - \lambda_i).$$

### Natural gas 1997-2017

Date: 10/13/17 Time: 22:14  
Sample (adjusted): 6 246  
Included observations: 241 after adjustments  
Trend assumption: Linear deterministic trend  
Series: COAL CRUDE\_OIL NATURAL\_GAS US\_NG\_SUPPLY US\_PPI\_NG  
Lags interval (in first differences): 1 to 4

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.157007	90.69547	69.81889	0.0005
At most 1 *	0.098017	49.53348	47.85613	0.0345
At most 2	0.066341	24.67212	29.79707	0.1735
At most 3	0.029233	8.128896	15.49471	0.4517
At most 4	0.004053	0.978657	3.841466	0.3225

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.157007	41.16200	33.87687	0.0057
At most 1	0.098017	24.86136	27.58434	0.1073
At most 2	0.066341	16.54323	21.13162	0.1947
At most 3	0.029233	7.150240	14.26460	0.4715
At most 4	0.004053	0.978657	3.841466	0.3225

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

COAL	CRUDE_OIL	NATURAL_GAS	US_NG_SUPPL Y	US_PPI_NG
-0.015376	0.009792	-3.499674	-0.009106	0.089036
-0.035469	0.085670	0.998907	-0.107452	-0.039731
0.028818	-0.015774	-0.298935	0.040923	0.018027
0.052102	-0.026483	0.151180	-0.102595	-0.013957
-0.005567	0.011801	-0.074526	-0.126178	0.003333

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(COAL)	-0.260168	-0.239000	-0.505339	-0.784893
D(CRUDE_OIL)	-0.090053	-0.779042	-0.696722	0.254340
D(NATURAL_G AS)	0.193848	0.076333	-0.127739	0.016497
D(US_NG_SUP PLY)	-0.005632	0.166056	0.100847	-0.016508
D(US_PPI_NG)	-2.656546	3.704776	-4.896353	0.841509

1 Cointegrating Equation(s):      Log likelihood      -3117.014

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

COAL	CRUDE_OIL	NATURAL_GAS	US_NG_SUPPL Y	US_PPI_NG
1.000000	-0.636812 (0.59522)	227.6061 (37.1361)	0.592200 (2.02908)	-5.790554 (1.01985)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(COAL)	0.004000 (0.00561)
D(CRUDE_OIL)	0.001385 (0.00570)
D(NATURAL_G AS)	-0.002981 (0.00075)
D(US_NG_SUP PLY)	8.66E-05 (0.00094)
D(US_PPI_NG)	0.040847 (0.02467)

2 Cointegrating Equation(s):      Log likelihood      -3104.583

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

COAL	CRUDE_OIL	NATURAL_GAS	US_NG_SUPPL Y	US_PPI_NG
1.000000	0.000000	319.1868 (48.2272)	-0.280477 (1.97328)	-8.265010 (1.25543)
0.000000	1.000000	143.8112 (22.7060)	-1.370384 (0.92905)	-3.885691 (0.59107)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(COAL)	0.012478 (0.01410)	-0.023023 (0.03146)
D(CRUDE_OIL)	0.029017 (0.01418)	-0.067622 (0.03163)
D(NATURAL_G AS)	-0.005688 (0.00187)	0.008437 (0.00418)
D(US_NG_SUP	-0.005803	0.014171

PLY)	(0.00233)	(0.00519)
D(US_PPI__NG)	-0.090559	0.291375
	(0.06126)	(0.13663)

---

3 Cointegrating Equation(s):                      Log likelihood                      -3096.312

---

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

	COAL	CRUDE_OIL	NATURAL_GAS	US_NG_SUPPL Y	US_PPI__NG
	1.000000	0.000000	0.000000	0.928929 (1.58081)	0.341479 (0.16006)
	0.000000	1.000000	0.000000	-0.825480 (0.82710)	-0.007996 (0.08374)
	0.000000	0.000000	1.000000	-0.003789 (0.00771)	-0.026964 (0.00078)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(COAL)	-0.002085 (0.01751)	-0.015051 (0.03184)	0.822829 (1.32635)
D(CRUDE_OIL)	0.008939 (0.01754)	-0.056632 (0.03189)	-0.254759 (1.32852)
D(NATURAL_G AS)	-0.009369 (0.00230)	0.010452 (0.00418)	-0.563969 (0.17410)
D(US_NG_SUP PLY)	-0.002897 (0.00289)	0.012580 (0.00525)	0.155440 (0.21851)
D(US_PPI__NG)	-0.231660 (0.07472)	0.368608 (0.13584)	14.46147 (5.65886)

---

4 Cointegrating Equation(s):                      Log likelihood                      -3092.737

---

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

	COAL	CRUDE_OIL	NATURAL_GAS	US_NG_SUPPL Y	US_PPI__NG
	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.191129 (0.11848)
	0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.125611 (0.10364)
	0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	-0.026351 (0.00066)
	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	0.161853 (0.04424)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(COAL)	-0.042979 (0.02551)	0.005735 (0.03290)	0.704169 (1.31326)	0.087896 (0.05547)
D(CRUDE_OIL)	0.022190 (0.02580)	-0.063368 (0.03328)	-0.216308 (1.32817)	0.029924 (0.05610)
D(NATURAL_G AS)	-0.008510 (0.00338)	0.010016 (0.00436)	-0.561475 (0.17421)	-0.016887 (0.00736)
D(US_NG_SUP PLY)	-0.003757 (0.00425)	0.013017 (0.00548)	0.152944 (0.21866)	-0.011971 (0.00924)
D(US_PPI__NG)	-0.187816 (0.10994)	0.346322 (0.14181)	14.58868 (5.65990)	-0.660603 (0.23905)

---

**Natural gas 1997-2008**

Date: 10/13/17 Time: 22:18  
Sample (adjusted): 6 140  
Included observations: 135 after adjustments  
Trend assumption: Linear deterministic trend  
Series: COAL01 CRUDE\_OIL01 NATURAL\_GAS01 US\_NG\_SUPPLY01  
US\_PPI\_NG01  
Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.263862	88.45575	69.81889	0.0008
At most 1	0.164653	47.10008	47.85613	0.0588
At most 2	0.107561	22.81249	29.79707	0.2554
At most 3	0.042757	7.449927	15.49471	0.5259
At most 4	0.011421	1.550729	3.841466	0.2130

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

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.263862	41.35568	33.87687	0.0053
At most 1	0.164653	24.28759	27.58434	0.1250
At most 2	0.107561	15.36256	21.13162	0.2643
At most 3	0.042757	5.899198	14.26460	0.6262
At most 4	0.011421	1.550729	3.841466	0.2130

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

	COAL01	CRUDE_OIL01	NATURAL_GAS 01	US_NG_SUPPLY Y01	US_PPI_NG01
	-0.078461	0.089422	-2.203464	-0.342916	0.041790
	0.004238	0.010055	1.562348	-0.847350	-0.048671
	0.023254	-0.107661	-1.430339	-0.205317	0.055357
	-0.024517	-0.030993	0.257099	0.157644	-0.008351
	0.112187	-0.045954	-0.082428	-0.294477	-0.006462

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

	COAL01	CRUDE_OIL01	NATURAL_GAS 01	US_NG_SUPPLY Y01	US_PPI_NG01
D(COAL01)	-0.867328	-0.663632	-0.676947	-0.506361	0.029971
D(CRUDE_OIL01)	-0.051073	0.283825	0.348599	-0.457717	0.227024
D(NATURAL_GAS01)	0.362845	-0.055532	-0.069473	0.002999	0.048728

D(US_NG_SUP PLY01)	0.073357	0.161718	-0.060645	-0.088464	-0.061513
D(US_PPI__NG 01)	1.699579	5.577803	-5.356962	0.948760	1.756799

1 Cointegrating Equation(s):            Log likelihood            -1663.735

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

		NATURAL_GAS 01	US_NG_SUPPL Y01	US_PPI__NG01
COAL01	1.000000	28.08371 (5.85805)	4.370555 (1.97477)	-0.532621 (0.16659)
CRUDE_OIL01	-1.139705 (0.22913)			

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(COAL01)	0.068051 (0.02869)
D(CRUDE_OIL01)	0.004007 (0.02452)
D(NATURAL_GAS01)	-0.028469 (0.00590)
D(US_NG_SUPPLY01)	-0.005756 (0.00627)
D(US_PPI__NG01)	-0.133350 (0.20282)

2 Cointegrating Equation(s):            Log likelihood            -1651.591

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

		NATURAL_GAS 01	US_NG_SUPPL Y01	US_PPI__NG01
COAL01	1.000000	138.5941 (46.8607)	-61.92569 (15.7666)	-4.086371 (1.22546)
CRUDE_OIL01	0.000000	96.96407 (41.0071)	-58.16966 (13.7971)	-3.118132 (1.07238)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(COAL01)	0.065239 (0.02831)	-0.084231 (0.03242)
D(CRUDE_OIL01)	0.005210 (0.02447)	-0.001713 (0.02802)
D(NATURAL_GAS01)	-0.028704 (0.00589)	0.031888 (0.00675)
D(US_NG_SUPPLY01)	-0.005070 (0.00617)	0.008186 (0.00706)
D(US_PPI__NG01)	-0.109713 (0.19889)	0.208067 (0.22777)

3 Cointegrating Equation(s):            Log likelihood            -1643.910

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

		NATURAL_GAS 01	US_NG_SUPPL Y01	US_PPI__NG01
COAL01	1.000000	0.000000	58.50895	0.352633
CRUDE_OIL01	0.000000			

	0.000000	1.000000	0.000000	(13.2083)	(0.19746)
				26.08955	-0.012489
				(6.70029)	(0.10017)
	0.000000	0.000000	1.000000	-0.868974	-0.032029
				(0.19923)	(0.00298)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)					
D(COAL01)	0.049497	-0.011350	1.842567		
	(0.02906)	(0.04976)	(1.08390)		
D(CRUDE_OIL01)	0.013316	-0.039244	0.057355		
	(0.02538)	(0.04345)	(0.94653)		
D(NATURAL_GAS01)	-0.030320	0.039367	-0.786905		
	(0.00612)	(0.01049)	(0.22842)		
D(US_NG_SUPPLY01)	-0.006481	0.014715	0.177763		
	(0.00642)	(0.01098)	(0.23928)		
D(US_PPI_NG01)	-0.234286	0.784805	12.63178		
	(0.20326)	(0.34805)	(7.58165)		
<hr/>					
4 Cointegrating Equation(s):	Log likelihood	-1640.960			
<hr/>					
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)					
		NATURAL_GAS	US_NG_SUPPL		
COAL01	CRUDE_OIL01	01	Y01	US_PPI_NG01	
1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.171098	
				(0.12377)	
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	-0.093437	
				(0.05784)	
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	-0.029333	
				(0.00203)	
0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	0.003103	
				(0.00351)	
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)					
D(COAL01)	0.061911	0.004344	1.712382	0.918913	
	(0.03006)	(0.05050)	(1.07787)	(0.33386)	
D(CRUDE_OIL01)	0.024538	-0.025057	-0.060323	-0.366715	
	(0.02623)	(0.04407)	(0.94064)	(0.29135)	
D(NATURAL_GAS01)	-0.030393	0.039275	-0.786134	-0.062634	
	(0.00639)	(0.01074)	(0.22922)	(0.07100)	
D(US_NG_SUPPLY01)	-0.004312	0.017457	0.155019	-0.163682	
	(0.00666)	(0.01119)	(0.23876)	(0.07395)	
D(US_PPI_NG01)	-0.257546	0.755399	12.87571	-4.059726	
	(0.21203)	(0.35621)	(7.60350)	(2.35510)	
<hr/>					



**Gold 1992-2017**

Date: 10/13/17 Time: 22:21

Sample (adjusted): 6 299

Included observations: 294 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: CRUDE\_OIL GOLD\_PRICE GOLD\_RESERVES US\_PPI USD\_INDEX

Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.150555	74.94545	69.81889	0.0184
At most 1	0.053053	26.97287	47.85613	0.8553
At most 2	0.021419	10.94616	29.79707	0.9624
At most 3	0.013853	4.580435	15.49471	0.8516
At most 4	0.001629	0.479241	3.841466	0.4888

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

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.150555	47.97257	33.87687	0.0006
At most 1	0.053053	16.02671	27.58434	0.6635
At most 2	0.021419	6.365724	21.13162	0.9745
At most 3	0.013853	4.101195	14.26460	0.8485
At most 4	0.001629	0.479241	3.841466	0.4888

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

	CRUDE_OIL	GOLD_PRICE	GOLD_RESERV ES	US_PPI	USD_INDEX
	-0.090466	-0.001829	1.74E-11	-0.002880	0.012049
	-0.136429	0.001239	-2.32E-11	0.215292	-0.052298
	-0.006437	-0.002955	-5.13E-12	0.094829	0.085497
	-0.035799	-0.006149	7.26E-12	0.066289	-0.101511
	0.017337	-0.001684	8.57E-13	-0.029171	-0.009894

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

	CRUDE_OIL	GOLD_PRICE	GOLD_RESERV ES	US_PPI	USD_INDEX
D(CRUDE_OIL)	0.002435	0.719826	0.050250	-0.064094	-0.070025
D(GOLD_PRICE)	-6.728615	1.904486	1.268700	1.910503	0.697169
D(GOLD_RESE RVES)	-1.40E+09	-1.81E+08	-2.00E+08	-1.21E+08	-99623547
D(US_PPI)	-0.092842	0.129274	-0.101233	-0.073408	0.042816

D(USD_INDEX)	0.222241	-0.002240	-0.180278	0.138036	-0.000313
--------------	----------	-----------	-----------	----------	-----------

---

1 Cointegrating Equation(s):      Log likelihood      -10285.63

---

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

	CRUDE_OIL	GOLD_PRICE	GOLD_RESERV ES	US_PPI	USD_INDEX
	1.000000	0.020217	-1.93E-10	0.031839	-0.133187
		(0.01156)	(4.7E-11)	(0.24250)	(0.21222)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(CRUDE_OIL)	-0.000220 (0.01992)
D(GOLD_PRICE )	0.608710 (0.17003)
D(GOLD_RESE RVES)	1.26E+08 (2.5E+07)
D(US_PPI)	0.008399 (0.00842)
D(USD_INDEX)	-0.020105 (0.00977)

---

2 Cointegrating Equation(s):      Log likelihood      -10277.62

---

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

	CRUDE_OIL	GOLD_PRICE	GOLD_RESERV ES	US_PPI	USD_INDEX
	1.000000	0.000000	5.74E-11	-1.079136	0.223260
			(3.6E-11)	(0.20973)	(0.17923)
	0.000000	1.000000	-1.24E-08	54.95252	-17.63107
			(2.2E-09)	(12.7106)	(10.8624)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(CRUDE_OIL)	-0.098426      0.000887 (0.03534)      (0.00048)
D(GOLD_PRICE )	0.348882      0.014665 (0.30709)      (0.00414)
D(GOLD_RESE RVES)	1.51E+08      2332824. (4.5E+07)      (608410.)
D(US_PPI)	-0.009238      0.000330 (0.01518)      (0.00020)
D(USD_INDEX)	-0.019800      -0.000409 (0.01768)      (0.00024)

---

3 Cointegrating Equation(s):      Log likelihood      -10274.44

---

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

	CRUDE_OIL	GOLD_PRICE	GOLD_RESERV ES	US_PPI	USD_INDEX
	1.000000	0.000000	0.000000	-0.731372	0.271677
				(0.05567)	(0.17924)
	0.000000	1.000000	0.000000	-19.99123	-28.06503
				(4.93304)	(15.8831)
	0.000000	0.000000	1.000000	-6.06E+09	-8.43E+08
				(4.6E+08)	(1.5E+09)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(CRUDE_OIL)	-0.098749 (0.03536)	0.000739 (0.00080)	-1.69E-11 (6.4E-12)
D(GOLD_PRICE)	0.340716 (0.30707)	0.010917 (0.00691)	-1.68E-10 (5.5E-11)
D(GOLD_RESERVES)	1.52E+08 (4.5E+07)	2924598. (1015112)	-0.019153 (0.00810)
D(US_PPI)	-0.008586 (0.01516)	0.000629 (0.00034)	-4.09E-12 (2.7E-12)
D(USD_INDEX)	-0.018639 (0.01760)	0.000123 (0.00040)	4.85E-12 (3.2E-12)

4 Cointegrating Equation(s):            Log likelihood            -10272.39

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

	CRUDE_OIL	GOLD_PRICE	GOLD_RESERVES	US_PPI	USD_INDEX
CRUDE_OIL	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	5.136126 (1.79652)
GOLD_PRICE	0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	104.8993 (37.8301)
GOLD_RESERVES	0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	3.95E+10 (1.4E+10)
US_PPI	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	6.651132 (2.38223)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(CRUDE_OIL)	-0.096455 (0.03619)	0.001133 (0.00155)	-1.73E-11 (6.5E-12)	0.155482 (0.05275)
D(GOLD_PRICE)	0.272321 (0.31372)	-0.000831 (0.01342)	-1.54E-10 (5.7E-11)	0.676357 (0.45728)
D(GOLD_RESERVES)	1.57E+08 (4.6E+07)	3667880. (1972474)	-0.020031 (0.00834)	-61958547 (6.7E+07)
D(US_PPI)	-0.005958 (0.01550)	0.001080 (0.00066)	-4.63E-12 (2.8E-12)	0.013633 (0.02260)
D(USD_INDEX)	-0.023581 (0.01796)	-0.000725 (0.00077)	5.85E-12 (3.2E-12)	-0.009067 (0.02618)

### Gold 1992-2008

Date: 10/13/17 Time: 22:23

Sample (adjusted): 6 193

Included observations: 188 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: CRUDE\_OIL01 GOLD\_PRICE01 GOLD\_RESERVES01 US\_PPI01

USD\_INDEX01

Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized	Trace	0.05
--------------	-------	------

No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.185385	80.27636	69.81889	0.0058
At most 1	0.135579	41.72899	47.85613	0.1664
At most 2	0.044975	14.33832	29.79707	0.8211
At most 3	0.017072	5.686986	15.49471	0.7321
At most 4	0.012946	2.449660	3.841466	0.1175

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

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.185385	38.54736	33.87687	0.0129
At most 1	0.135579	27.39067	27.58434	0.0529
At most 2	0.044975	8.651333	21.13162	0.8595
At most 3	0.017072	3.237326	14.26460	0.9297
At most 4	0.012946	2.449660	3.841466	0.1175

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=l):

	GOLD_RESERV			
CRUDE_OIL01	GOLD_PRICE01	ES01	US_PPI01	USD_INDEX01
-0.252479	0.027262	-3.39E-11	0.193630	0.140435
-0.006209	-0.014339	3.52E-11	-0.097028	-0.029064
0.176331	0.015058	-6.88E-11	-0.103628	0.029571
-0.042102	0.008391	2.01E-11	-0.079865	-0.025796
0.142108	0.007147	1.23E-11	-0.203716	0.120240

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(CRUDE_OIL0 1)	0.491533	-0.391768	-0.268868	0.074431	-0.156873
D(GOLD_PRICE 01)	-2.059371	-1.897090	-2.110106	0.044943	1.054982
D(GOLD_RESE RVES01)	-6.81E+08	-1.06E+09	2.71E+08	-1.06E+08	-96183005
D(US_PPI01)	0.004783	-0.157511	0.046167	0.134325	0.042827
D(USD_INDEX0 1)	-0.571237	0.286999	-0.077199	0.088732	-0.098813

1 Cointegrating Equation(s):      Log likelihood      -6293.151

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

	GOLD_RESERV			
CRUDE_OIL01	GOLD_PRICE01	ES01	US_PPI01	USD_INDEX01
1.000000	-0.107976 (0.02226)	1.34E-10 (5.6E-11)	-0.766915 (0.11681)	-0.556224 (0.12117)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(CRUDE_OIL0 1)	-0.124102 (0.04811)
--------------------	------------------------

D(GOLD_PRICE 01)	0.519949 (0.29737)
D(GOLD_RESE RVES01)	1.72E+08 (7.2E+07)
D(US_PPI01)	-0.001208 (0.02343)
D(USD_INDEX0 1)	0.144226 (0.03608)

2 Cointegrating Equation(s):      Log likelihood      -6279.455

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

	GOLD_RESERV			
CRUDE_OIL01	GOLD_PRICE01	ES01	US_PPI01	USD_INDEX01
1.000000	0.000000	-1.25E-10 (8.7E-11)	-0.034631 (0.27866)	-0.322287 (0.18576)
0.000000	1.000000	-2.40E-09 (7.4E-10)	6.781920 (2.36562)	2.166569 (1.57696)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(CRUDE_OIL0 1)	-0.121670 (0.04750)	0.019017 (0.00579)
D(GOLD_PRICE 01)	0.531727 (0.29512)	-0.028940 (0.03599)
D(GOLD_RESE RVES01)	1.78E+08 (6.9E+07)	-3338190. (8358001)
D(US_PPI01)	-0.000230 (0.02323)	0.002389 (0.00283)
D(USD_INDEX0 1)	0.142444 (0.03565)	-0.019688 (0.00435)

3 Cointegrating Equation(s):      Log likelihood      -6275.130

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

	GOLD_RESERV			
CRUDE_OIL01	GOLD_PRICE01	ES01	US_PPI01	USD_INDEX01
1.000000	0.000000	0.000000	2.331167 (0.75852)	-0.959514 (0.91785)
0.000000	1.000000	0.000000	52.21848 (13.2804)	-10.07175 (16.0700)
0.000000	0.000000	1.000000	1.89E+10 (5.1E+09)	-5.09E+09 (6.2E+09)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(CRUDE_OIL0 1)	-0.169079 (0.05758)	0.014969 (0.00641)	-1.20E-11 (1.6E-11)
D(GOLD_PRICE 01)	0.159651 (0.35639)	-0.060715 (0.03967)	1.48E-10 (9.8E-11)
D(GOLD_RESE RVES01)	2.26E+08 (8.3E+07)	736204.3 (9275403)	-0.032918 (0.02283)
D(US_PPI01)	0.007911	0.003084	-8.89E-12

	(0.02831)	(0.00315)	(7.8E-12)		
D(USD_INDEX01)	0.128831 (0.04344)	-0.020851 (0.00483)	3.48E-11 (1.2E-11)		
<hr/>					
4 Cointegrating Equation(s):	Log likelihood	-6273.511			
<hr/>					
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)					
	CRUDE_OIL01	GOLD_PRICE01	GOLD_RESERVES01	US_PPI01	USD_INDEX01
	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	-0.607799 (0.34576)
	0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	-2.193300 (4.66890)
	0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	-2.24E+09 (1.9E+09)
	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	-0.150875 (0.28780)
<hr/>					
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)					
D(CRUDE_OIL01)	-0.172213 (0.05809)	0.015593 (0.00660)	-1.05E-11 (1.6E-11)	0.155106 (0.04728)	
D(GOLD_PRICE01)	0.157758 (0.35970)	-0.060338 (0.04084)	1.49E-10 (1.0E-10)	0.000392 (0.29276)	
D(GOLD_RESERVES01)	2.31E+08 (8.4E+07)	-152211.5 (9544724)	-0.035045 (0.02346)	-48403434 (6.8E+07)	
D(US_PPI01)	0.002256 (0.02839)	0.004211 (0.00322)	-6.19E-12 (7.9E-12)	0.000697 (0.02310)	
D(USD_INDEX01)	0.125095 (0.04379)	-0.020106 (0.00497)	3.66E-11 (1.2E-11)	-0.137542 (0.03564)	

### Copper 1995-2017

Date: 10/13/17 Time: 22:26

Sample (adjusted): 6 267

Included observations: 262 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: COP COP\_STOCKS S\_P SHANGAI\_INDEX US\_DOLLAR\_INDEX

Lags interval (in first differences): 1 to 4

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.121205	69.50045	69.81889	0.0530
At most 1	0.078882	35.64915	47.85613	0.4142
At most 2	0.042103	14.12131	29.79707	0.8338
At most 3	0.009670	2.851427	15.49471	0.9732
At most 4	0.001165	0.305448	3.841466	0.5805

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.121205	33.85130	33.87687	0.0504
At most 1	0.078882	21.52785	27.58434	0.2456
At most 2	0.042103	11.26988	21.13162	0.6204
At most 3	0.009670	2.545980	14.26460	0.9723
At most 4	0.001165	0.305448	3.841466	0.5805

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=l):

	COP	COP_STOCKS	S_P	SHANGAI_INDE X	US_DOLLAR_IN DEX
	0.000359	-3.11E-06	-0.003338	0.001102	0.156188
	-0.000562	4.23E-06	5.81E-05	0.001145	-0.114389
	0.000697	2.89E-06	-0.000963	-0.000734	0.089208
	0.000265	-2.00E-07	0.000660	0.000213	-0.001005
	-9.26E-05	6.40E-08	0.002249	-8.57E-05	0.044558

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

	D(COP)	D(COP_STOCK S)	D(S_P)	D(SHANGAI_IN DEX)	D(US_DOLLAR_ INDEX)
	13.50686	8.548606	-25.15285	-28.39218	-1.564327
	6495.109	-6926.036	-2726.671	1131.452	-93.41607
	-10.61345	-3.731869	-0.992699	-0.723542	-1.206354
	-28.17707	-35.55236	14.43436	-10.97313	1.643338
	-0.381831	-0.007852	-0.288706	0.016483	0.029724

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood -8672.967

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

	COP	COP_STOCKS	S_P	SHANGAI_INDE X	US_DOLLAR_IN DEX
	1.000000	-0.008656 (0.00281)	-9.294230 (1.80137)	3.070030 (0.78641)	434.9454 (61.1905)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

	D(COP)	D(COP_STOCK S)	D(S_P)	D(SHANGAI_IN DEX)	D(US_DOLLAR_ INDEX)
	0.004850 (0.00743)	2.332377 (0.81309)	-0.003811 (0.00112)	-0.010118 (0.00472)	-0.000137

(4.5E-05)

2 Cointegrating Equation(s):      Log likelihood      -8662.203

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

	COP	COP_STOCKS	S_P	SHANGAI_INDE X	US_DOLLAR_IN DEX
	1.000000	0.000000	60.94349 (15.9376)	-35.96681 (7.01139)	-1332.897 (446.074)
	0.000000	1.000000	8114.163 (1994.12)	-4509.703 (877.269)	-204228.7 (55813.0)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(COP)	4.79E-05 (0.01379)	-5.85E-06 (0.00011)		
D(COP_STOCK S)	6.223263 (1.47996)	-0.049463 (0.01165)		
D(S_P)	-0.001715 (0.00207)	1.72E-05 (1.6E-05)		
D(SHANGAI_IN DEX)	0.009854 (0.00863)	-6.27E-05 (6.8E-05)		
D(US_DOLLAR_ INDEX)	-0.000133 (8.4E-05)	1.15E-06 (6.6E-07)		

3 Cointegrating Equation(s):      Log likelihood      -8656.568

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

	COP	COP_STOCKS	S_P	SHANGAI_INDE X	US_DOLLAR_IN DEX
	1.000000	0.000000	0.000000	-1.920685 (0.38652)	132.5277 (32.7475)
	0.000000	1.000000	0.000000	23.27973 (54.1787)	-9118.581 (4590.22)
	0.000000	0.000000	1.000000	-0.558651 (0.07973)	-24.04563 (6.75479)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(COP)	-0.017490 (0.01989)	-7.85E-05 (0.00012)	-0.020369 (0.07163)	
D(COP_STOCK S)	4.322036 (2.13468)	-0.057341 (0.01325)	-19.45548 (7.68708)	
D(S_P)	-0.002407 (0.00299)	1.43E-05 (1.9E-05)	0.036161 (0.01077)	
D(SHANGAI_IN DEX)	0.019919 (0.01246)	-2.10E-05 (7.7E-05)	0.078080 (0.04486)	
D(US_DOLLAR_ INDEX)	-0.000334 (0.00012)	3.20E-07 (7.5E-07)	0.001552 (0.00043)	

4 Cointegrating Equation(s):      Log likelihood      -8655.295

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

	COP	COP_STOCKS	S_P	SHANGAI_INDE X	US_DOLLAR_IN DEX
	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	93.81172



				(105.701)
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	-8649.323
				(4517.49)
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	-35.30655
				(30.6919)
0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	-20.15736
				(55.2446)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)				
D(COP)	-0.025013 (0.02055)	-7.29E-05 (0.00012)	-0.039101 (0.07262)	0.037093 (0.03622)
D(COP_STOCK S)	4.621828 (2.21252)	-0.057567 (0.01325)	-18.70899 (7.82021)	1.473817 (3.90042)
D(S_P)	-0.002599 (0.00310)	1.45E-05 (1.9E-05)	0.035684 (0.01096)	-0.015399 (0.00547)
D(SHANGAI_IN DEX)	0.017011 (0.01290)	-1.88E-05 (7.7E-05)	0.070840 (0.04560)	-0.084704 (0.02274)
D(US_DOLLAR_ INDEX)	-0.000330 (0.00012)	3.16E-07 (7.5E-07)	0.001563 (0.00044)	-0.000214 (0.00022)

### Copper 1995-2008

Date: 10/13/17 Time: 22:28

Sample (adjusted): 6 164

Included observations: 159 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: COP01 COP\_STOCKS01 S\_P01 SHANGAI\_INDEX01 US\_DOLLAR\_INDEX01

Lags interval (in first differences): 1 to 4

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.148689	67.53727	69.81889	0.0750
At most 1	0.113767	41.94178	47.85613	0.1604
At most 2	0.094742	22.73842	29.79707	0.2591
At most 3	0.037755	6.912262	15.49471	0.5879
At most 4	0.004975	0.793025	3.841466	0.3732

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.148689	25.59548	33.87687	0.3459
At most 1	0.113767	19.20336	27.58434	0.3990
At most 2	0.094742	15.82616	21.13162	0.2352
At most 3	0.037755	6.119237	14.26460	0.5980
At most 4	0.004975	0.793025	3.841466	0.3732

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

	COP_STOCKS0		SHANGAI_INDE		US_DOLLAR_IN
COP01	1	S_P01	X01	DEX01	
0.000626	-1.05E-06	-0.002117	0.000573	0.171210	
0.000926	3.60E-06	0.000830	-0.001772	0.029118	
0.000170	-5.43E-06	0.001097	-0.000655	0.108511	
0.000367	-4.49E-07	-0.005334	0.000333	0.045924	
-0.000456	-9.00E-07	-0.000878	0.000191	0.039115	

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(COP01)	-18.22448	-7.123520	32.08187	-32.00343	-13.26438
D(COP_STOCK S01)	2487.684	-3993.866	7629.888	2794.626	424.6386
D(S_P01)	-15.14632	2.884730	1.981754	3.279160	-0.017223
D(SHANGAI_IN DEX01)	-5.032096	57.27743	23.64809	-5.034199	0.186593
D(US_DOLLAR_ INDEX01)	-0.280009	-0.149681	0.175220	-0.217970	0.088019

1 Cointegrating Equation(s):      Log likelihood      -5190.066

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

	COP_STOCKS0		SHANGAI_INDE		US_DOLLAR_IN
COP01	1	S_P01	X01	DEX01	
1.000000	-0.001671	-3.380931	0.915095	273.3649	
	(0.00212)	(1.88370)	(0.55638)	(57.8306)	

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(COP01)	-0.011414	(0.01472)
D(COP_STOCK S01)	1.558050	(1.71996)
D(S_P01)	-0.009486	(0.00221)
D(SHANGAI_IN DEX01)	-0.003152	(0.01009)
D(US_DOLLAR_ INDEX01)	-0.000175	(0.00010)

2 Cointegrating Equation(s):      Log likelihood      -5180.464

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

	COP_STOCKS0		SHANGAI_INDE		US_DOLLAR_IN
COP01	1	S_P01	X01	DEX01	
1.000000	0.000000	-2.095188	0.064978	200.6325	
		(1.37949)	(0.40361)	(26.2395)	
0.000000	1.000000	769.5444	-508.8133	-43531.92	
		(428.079)	(125.249)	(8142.59)	

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(COP01)	-0.018013	-6.58E-06
----------	-----------	-----------

	(0.02628)	(8.8E-05)
D(COP_STOCK S01)	-2.141605 (3.04698)	-0.016983 (0.01022)
D(S_P01)	-0.006814 (0.00394)	2.62E-05 (1.3E-05)
D(SHANGAI_IN DEX01)	0.049906 (0.01716)	0.000211 (5.8E-05)
D(US_DOLLAR_ INDEX01)	-0.000314 (0.00019)	-2.46E-07 (6.2E-07)

3 Cointegrating Equation(s):      Log likelihood      -5172.551

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

	COP_STOCKS0 1	S_P01	SHANGAI_INDE X01	US_DOLLAR_IN DEX01
COP01 1.000000	0.000000	0.000000	-1.210625 (0.25675)	140.3973 (21.9913)
0.000000	1.000000	0.000000	-40.29561 (47.5673)	-21408.07 (4074.21)
0.000000	0.000000	1.000000	-0.608825 (0.10690)	-28.74928 (9.15576)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(COP01)	-0.012566 (0.02640)	-0.000181 (0.00015)	0.067867 (0.05893)
D(COP_STOCK S01)	-0.846184 (2.99242)	-0.058399 (0.01745)	-0.213357 (6.68058)
D(S_P01)	-0.006478 (0.00398)	1.55E-05 (2.3E-05)	0.036640 (0.00890)
D(SHANGAI_IN DEX01)	0.053921 (0.01721)	8.31E-05 (0.00010)	0.084126 (0.03842)
D(US_DOLLAR_ INDEX01)	-0.000284 (0.00019)	-1.20E-06 (1.1E-06)	0.000661 (0.00042)

4 Cointegrating Equation(s):      Log likelihood      -5169.491

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

	COP_STOCKS0 1	S_P01	SHANGAI_INDE X01	US_DOLLAR_IN DEX01
COP01 1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	222.3762 (34.9837)
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	-18679.41 (4051.81)
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	12.47801 (10.6676)
0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	67.71619 (24.6926)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(COP01)	-0.024302 (0.02756)	-0.000166 (0.00015)	0.238571 (0.13678)	-0.029482 (0.04640)
D(COP_STOCK S01)	0.178686 (3.13296)	-0.059653 (0.01742)	-15.11966 (15.5501)	4.438190 (5.27463)
D(S_P01)	-0.005275	1.40E-05	0.019149	-0.013997

	(0.00418)	(2.3E-05)	(0.02073)	(0.00703)
D(SHANGAI_IN DEX01)	0.052075 (0.01809)	8.54E-05 (0.00010)	0.110978 (0.08976)	-0.121522 (0.03045)
D(US_DOLLAR_ INDEX01)	-0.000364 (0.00019)	-1.10E-06 (1.1E-06)	0.001824 (0.00097)	-8.26E-05 (0.00033)

### Duration Dependence Test

Το duration test εξετάζει το hazard rate ( $h_i$ ) για σειρά θετικών και αρνητικών αποδόσεων. Σύμφωνα με τους McQueen και Thorley (1994) το hazard rate προσδιορίζεται ως η πιθανότητα να έχω αρνητικά innovations δεδομένης μιας ακολουθίας από  $i$  θετικά innovations

$$h_i = Prob(\varepsilon_t < 0 \mid \varepsilon_{t-1} > 0, \varepsilon_{t-2} > 0 \dots \dots, \varepsilon_{t-i} > 0, \varepsilon_{t-i-1} < 0)$$

Εάν υπάρχει φούσκα περιμένουμε το hazard rate να μειώνεται στο  $i$ . Ειδικότερα εάν υπάρχει φούσκα, σε σειρά θετικών αποδόσεων  $h_{i+1} < h_i$  για κάθε  $i$ . Αυτός ο ορός δεν ευσταθεί για σειρά αρνητικών ή υπερβαλλουσών αποδόσεων διότι οι φούσκες δεν μπορούν να είναι αρνητικές. Η ύπαρξη duration dependence ή ένα μειούμενο hazard rate σε θετικά σειρά και όχι σε αρνητικά είναι συνεπές με την ύπαρξη ενός rational bubble. Για να εφαρμόσω το test στη χρονοσειρά του πετρελαίου θα πρέπει να διαμορφώσω κατάλληλα τα δεδομένα σε "runs" θετικών και αρνητικών αποδόσεων με "length"  $i$  τα οποία μετά θα μετρήσω. Το βέλτιστο hazard rate υπολογίζεται ως

$$h_i = N_i / (M_i + N_i)$$

μεγιστοποιώντας τη log-likelihood συνάρτηση του hazard function ως προς το  $h_i$ .

$$L(\theta \mid S_T) = \sum_{i=1}^a N_i * \ln h_i + M_i * (1 - h_i) + Q_i * \ln(1 - h_i) \quad (1)$$

Όπου  $N_i$  είναι ο αριθμός των σειρά με μήκος  $i$  στο δείγμα, τα  $M_i$  και  $Q_i$  είναι οι αριθμοί των "completed" και "partial runs" με μήκος μεγαλύτερο του  $i$  αντιστοίχως. Για να δοκιμάσουμε την μηδενική υπόθεση το hazard function ορίζεται ως

$$h_i = \frac{1}{1+e^{-(a+\beta \ln i)}} \quad (2)$$

Το test γίνεται υποκαθιστώντας την εξίσωση (2) στην (1) και μεγιστοποιώντας την log-likelihood συνάρτηση ως προς τα  $\alpha$  και  $\beta$ . Η μηδενική υπόθεση της μη ύπαρξης φούσκας ουσιαστικά μας λέει ότι η πιθανότητα ένα θετικό σερί να τελειώσει δεν σχετίζεται με τις προηγούμενες αποδόσεις. Θα έχουμε δηλαδή ένα  $\beta = 0$  με σταθερό hazard rate. Η εναλλακτική υπόθεση μας λέει ότι η πιθανότητα τέλους ενός θετικού σερί αποδόσεων πρέπει να μειώνεται με το μήκος (length) του σερί, και έτσι θα έχω  $\beta < 0$ . Με βάση τη μηδενική υπόθεση το likelihood ratio test (LRT) ακολουθεί τη  $\chi^2$  κατανομή με 1 βαθμό ελευθερίας.

$$LRT = 2(L_{UR} - L_R) \sim \chi_1^2$$

Το  $L_{UR}$  είναι η log-likelihood function με τη χρήση της μεθόδου Maximum Likelihood Estimate (MLE) των unrestricted παραμέτρων ενώ το  $L_R$  είναι το αντίστοιχο για τις παραμέτρους του restricted.

### Natural Gas 1997-2017

No. of subjects =	106	Number of obs =	106
No. of failures =	49		
Time at risk =	12473		
Log likelihood =	-144.35252	LR chi2(1) =	0.43
		Prob > chi2 =	0.5137

t	Haz. Ratio	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
NG_Ni	1.059431	.0917153	0.67	0.505	.8940959 1.255341

**Natural Gas 1997-2008**

No. of subjects =	63	Number of obs =	63
No. of failures =	29		
Time at risk =	4304		
		LR chi2(1) =	0.15
Log likelihood =	-71.179778	Prob > chi2 =	0.6943

---

t	Haz. Ratio	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
NG2008_Ni	1.042013	.1071836	0.40	0.689	.8517596 1.274764

---

**Gold 1992-2017**

No. of subjects =	146	Number of obs =	146
No. of failures =	57		
Time at risk =	21805		
		LR chi2(1) =	0.45
Log likelihood =	-176.17278	Prob > chi2 =	0.5042

---

t	Haz. Ratio	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
Gold_Ni	.9503712	.0738713	-0.65	0.513	.8160754 1.106767

---

**Gold 1992-2008**

No. of subjects =	93	Number of obs =	93
No. of failures =	39		
Time at risk =	9214		
		LR chi2(1) =	1.93
Log likelihood =	-105.66712	Prob > chi2 =	0.1648

---

t	Haz. Ratio	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
Gold2008_Ni	.9028755	.0694504	-1.33	0.184	.7765193 1.049792

---

**Copper 1995-2017**

No. of subjects =	146	Number of obs =	146
No. of failures =	57		
Time at risk =	21805		
		LR chi2(1) =	0.45
Log likelihood =	-176.17278	Prob > chi2 =	0.5042

---

t	Haz. Ratio	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
Copper_Ni	.9503712	.0738713	-0.65	0.513	.8160754 1.106767

---

**Copper 1995-2008**

No. of subjects =	85	Number of obs =	85
No. of failures =	33		
Time at risk =	7068		
		LR chi2(1) =	0.21
Log likelihood =	-84.949395	Prob > chi2 =	0.6467

---

t	Haz. Ratio	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
posNi	.9657176	.0748831	-0.45	0.653	.8295581 1.124226

---

### Κώδικας Stata

Για να πραγματοποιήσουμε το duration dependence test θα πρέπει όπως προαναφέραμε να μετατρέψουμε τα abnormal returns σε σειρά θετικών και αρνητικών αποδόσεων. Όπως αναφέρουν οι McQueen και Thorley (1994) “*a return series of four positive abnormal returns followed by three negative, two positive, and finally four negative abnormal returns is transformed into two data sets: a set for runs of positive abnormal returns with values of 4 and 2 and a set for runs of negative abnormal returns with values of 3 and 4. The separation of returns into two states is similar in nature to the tests by Blanchard and Watson (1982), Evans (1986), and McQueen and Thorley (1991).*”. Ο κώδικας τον οποίο χρησιμοποίησα για να πετύχω το παραπάνω αποτέλεσμα είναι ο ακόλουθος:

```
clear all
set more off
import excel "C:\Cox Model\OILFINAL.xlsx",sheet("Sheet2") firstrow
clear
egen dt=group(Date)
tset dt
g sign_change=1
replace sign_change=1 if (Oilret/L.Oilret)<0
replace sign_change=0 if (Oilret/L.Oilret)>=0
replace sign_change=1 if dt==1
generate run_id=sum(sign_change)
g D=1
bys run_id: generate Pi=sum(D)
bys run_id: egen Ni=total(D)
g sign=1 if Oilret>0
replace sign=-1 if Oilret<0
g posRun=run_id if sign==1
g negRun=run_id if sign==-1
g posPi=Pi if posRun~= .
g posNi=Ni if posRun~= .
g negPi=Pi if negRun~= .
g negNi=Ni if negRun~= .
stset dt, failure(sign_change==1) scale(1)
stcox posNi, strata(posPi)
stcox Ni if sign==1, strata(Pi)
stcox negNi, strata(negPi)
```



