

**ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ
ΤΜΗΜΑ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΕΠΙΣΤΗΜΗΣ**



**ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΩΝ ΣΠΟΥΔΩΝ
ΣΤΗΝ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΚΑΙ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΗ ΣΤΡΑΤΗΓΙΚΗ**

«Ανάλυση χρονοσειρών υπό την παρουσία structural break.

Στοιχεία από την Ασιατική κρίση.»

Επιμέλεια: Γιώργος Κιντής

Υπεύθυνος Καθηγητής: Άγγελος Κανάς

“All models are wrong, but some are useful”

George E. P. Box

Abstract

This research applies unit root tests with the purpose of capturing the structural break and also specify the appropriate causality relation between stock prices and exchange rates through Granger causality process using data from Asian crisis. I tried to find evidence to support the traditional approach, namely exchange rates lead stock prices or the portfolio approach that is stock prices lead exchange rate with negative correlation. In addition the research implements cointegration test. Not only the conventional methods of Engle-Granger and Johansen test but also some more advanced test to avoid the potential estimation bias. The research has been divided into 5 sections. In the section 1 describes historical events about the Asian crisis. Section 2 presents the data and graphs. Section 3 explains the econometric framework which were used. Section 4 discusses the empirical results. At the end, in the section 5 provides a conclusion based on empirical results.

Περιεχόμενα

Κεφάλαιο 1: Εισαγωγή-Ιστορική αναδρομή

Κεφάλαιο 2: Δεδομένα και διαγράμματα

Κεφάλαιο 3: ΟικονομETRικό πλαίσιο

Κεφάλαιο 4: Αποτελέσματα

Κεφάλαιο 5: Συμπεράσματα

1)Εισαγωγή-Ιστορική αναδρομή

Την δεκαετία του '90 και πιο συγκεκριμένα το 1997 η Ανατολική Ασία μετά από χρονιά ανάπτυξης και ευημερίας θα γνώριζε μια από τις πιο βαθιές κρίσεις η οποία θα έμεινε στην ιστορία σαν «Ασιατική γρίπη» και θα γινότανε αντικείμενο μελετών από αρκετούς ερευνητές για να μπορέσουν να δώσουν μια ερμηνεία για το πώς μια περιοχή όπως η Ανατολική Ασία που είχε υιοθετήσει ποια τους νομούς της ελεύθερης αγοράς και γνωρίζοντας αυτή την εξωπραγματική ανάπτυξη πως αυτές οι χώρες τελικώς υπέστησαν μια από τις χειρότερες κρίσεις. Έχουν υποθεί πολλές απόψεις για το πώς προέκυψε η κρίση, κάποιιοι λένε ότι ήταν άλλη μια αποτυχία της ελεύθερης αγοράς που δεν είναι τελικά τόσο αποτελεσματική, άλλοι υποστηρίζουν πως οι τεράστιες δαπάνες του δημοσίου αλλά και του ιδιωτικού τομέα και τα μεγάλα ελλείμματα στο ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών προκάλεσε την κρίση, άλλοι υποστηρίζουν ότι ευθύνεται η σταθερή ισοτιμία με το δολάριο που δεν επέτρεπε στις χώρες να υποτιμήσουν το νόμισμα τους ώστε να περιορίσουν τα ελλείμματα και να γίνουν πιο ανταγωνίστηκες στο εμπορικό τομέα ή τα χαμηλά επιτόκια που δημιουργήσαν φούσκες με την μεγάλη εισροή κεφαλαίων ενώ κάποιιοι κατηγορούν τους κερδοσκόπους για την κρίση. Σε αυτό το κεφάλαιο θα κάνουμε μια ιστορική αναδρομή των γεγονότων που συνέβησαν πριν, κατά την διάρκεια και μετά την κρίση.

Εντούτοις όπως έχουμε αναφέρει και πιο πάνω στην περίληψη βασικός σκοπός της διπλωματικής είναι η οικονομετρική διερεύνηση και η αιτιότητα μεταξύ του συναλλαγματικών ισοτιμιών και τιμών των μέτοχων. Ο βασικός τύπος για την σύνδεση των συναλλαγματικών ισοτιμιών με τα επιτόκια μέσω του τύπου της ακάλυπτης ισοτιμίας επιτοκίων:

$$I-I^* = (E^e - E)/E$$

Οπού I είναι το εγχώριο επιτόκιο, I^* είναι το ξένο επιτόκιο, E η συναλλαγματική ισοτιμία και E^e είναι η προσδοκώμενη συναλλαγματική ισοτιμία. Ο παραπάνω τύπος συνδέει τις συναλλαγματικές ισοτιμίες με τα εγχωρία και τα ξένα επιτόκια. Συγκεκριμένα η διαφορά των επιτοκίων πρέπει να ισούται με την διαφορά της προσδοκώμενης συναλλαγματικής ισοτιμίας από την σημερινή συναλλαγματική ισοτιμία. Βάση του τύπου για να ισχύει η ισορροπία μεταξύ των επιτοκίων αν μειωθεί το εγχώριο προϊόν θα πρέπει να υποτιμηθεί το εγχώριο νόμισμα (δηλαδή αύξηση της συναλλαγματικής ισοτιμίας). Μια άλλη θεωρία, η θεωρία του χαρτοφυλακίου που αναπτύχθηκε λόγω της όλο και μεγαλύτερης συσχέτισης των αγορών μεταξύ τους και της κινητικότητας των κεφαλαίων που πολλές φορές προκαλεί ανισορροπία στα ισοζύγια τρεχουσών συναλλαγών, υποστηρίζει ότι μια μείωση στις τιμές των μέτοχων θα επιφέρει μείωση στα επιτόκια καθώς θα μειωθεί η ζήτηση για χρήμα από τους επενδυτές. Αυτή η μείωση των επιτοκίων οδηγεί σε εκροές κεφαλαίων για αναζήτηση υψηλότερων αποδόσεων σε άλλες χώρες εγκαταλείποντας το νόμισμα της χώρας και έτσι οδηγείται σε υποτίμηση (αύξηση συναλλαγματικής ισοτιμίας). Έτσι βάση της παραπάνω ανάλυσης οι τιμές των μέτοχων έχουν αρνητική συσχέτιση με τις συναλλαγματικές ισοτιμίες.

Πριν όμως αρχίσουμε την ποσοτική ανάλυση από το κεφάλαιο 2 και μετά θα κάνω στο πρώτο κεφάλαιο να μια ιστορική αναδρομή στις χώρες για να δούμε πως εξελίχθηκε η κρίση. Η βιβλιογραφία είναι αρκετά μεγάλη από οικονομολόγους που έχουν ερευνήσει όχι μόνο την ασιατική κρίση αλλά και γενικός και άλλες κρίσεις που σχετίζονται με το συνάλλαγμα όπως αυτή στην λατινική Αμερική. Μερικές χαρακτηριστικές μελέτες είναι των Granger-Huang-Yang(2000), η οποία μου έδωσε το ερέθισμα για την συγκεκριμένη ερευνά, Abdalla-Murinde(1997), Bahmani-Oskooee-Sohrabian(1992), Baig-Goldfajn(1998). Ενώ για την κρίση στο Μεξικό χαρακτηριστικές είναι οι εργασίες των Edwards-Susmel(2001) και Kanas(2005).

Η Ασιατική κρίση έχει χαρακτηριστεί ως μια νομισματική κρίση ή κρίση συναλλάγματος για αυτό προσπάθησε να εξηγηθεί μέσω μοντέλων νομισματικών κρίσεων. Μέχρι τότε και λόγω της κρίσης που υπέστη η λατινική Αμερική και σε μεγαλύτερο βαθμό το Μεξικό υπήρχε μια ραγδαία αύξηση των οικονομικών μελετών στο θέμα των νομισματικών κρίσεων και των κερδοσκοπικών επιθέσεων. Με «αρχιτέκτονα» αυτών των μελετών τον Krugman και συμπαραστάτη τον Obstfeld οι οποίοι είχαν αναπτύξει τα μοντέλα πρώτης(1979) και δεύτερης γενιάς(1989) για να δώσουν μια εξήγηση για τις νομισματικές κρίσεις που είχαν συμβεί μέχρι τότε. Παρ όλα αυτά τα μοντέλα που είχαν αναπτυχθεί μέχρι τότε δεν μπορούσαν να εξηγήσουν την κρίση που ξέσπασε στην Ανατολική Ασία. Έτσι το 1998 αναπτύχθηκαν τα μοντέλα νομισματικών κρίσεων τρίτης γενιάς από τον Krugman.

Όπως και άλλες κρίσεις έτσι και η κρίση στην Ανατολική Ασία ξεκίνησε από διάφορες φούσκες που δημιουργήθηκαν. Από τις αρχές του 1990, οι περισσότερες χώρες τις Ανατολικής Ασίας χαρακτηρίζονταν σαν «ασιατικό θαύμα» γνωρίζοντας τρομερή οικονομική άνθηση κυρίως από μεγάλο όγκο κερδοσκοπικών κεφαλαίων που εισέρρευσε στην χώρα όπως και σε άλλες χώρες της ανατολικής Ασίας. Οι ασιατικές οικονομίες ήταν για τους επενδυτές εκείνη την περίοδο μια ελκυστική αγορά που μπορούσαν να επενδύσουν τα κεφάλαια τους με καλές απόδοσης και με το αίσθημα της ασφάλειας(αυτό το αίσθημα ασφάλειας ενισχύθηκε και με την σύνδεση των ασιατικών νομισμάτων με το δολάριο). Αυτές οι ροές κεφαλαίων από τους επενδυτές από την Δύση στην Ανατολή δημιουργήθηκε εκείνη την περίοδο γιατί η Δύση υπέφερε από αρκετά πρόβλημα και έτσι είχε δημιουργηθεί ένα πολύ ασταθές κλίμα(κρίση του Ευρωπαϊκού μηχανισμού σταθερών συναλλαγματικών ισοτιμιών με την έξοδο της Βρετανίας, κρίση στην Λατινική Αμερική). Οι Ασιατικές οικονομίες φαίνονταν για τους επενδυτές αρκετά ασφαλείς και με υψηλές αποδόσεις. Έτσι αρχίσαν να εισέρχονται στις χώρες αυτές μεγάλες ποσότητες ξένων κεφαλαίων. Οι ροές κεφαλαίων αρχίσαν να δημιουργούν φούσκες τόσο στα ακίνητα, στον ιδιωτικό τομέα με ασύστολο δανεισμό αλλά και στον κρατικό τομέα με αισθητή αύξηση των κρατικών δαπανών. Όλα αυτά τα παραπάνω σε συνδυασμό με τις σταθερές συναλλαγματικές ισοτιμίες δεν άργησε να δημιουργήσει στους επενδυτές την προσδοκία ότι δεν θα μπορούσαν άλλο αυτές οι χώρες να συνεχίσουν να αναπτύσσονται με τέτοιο τρόπο και κατ' επέκταση ούτε να διατηρήσουν την σύνδεση τους με το δολάριο λόγω των ανισορροπιών στο ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών. Έτσι ξεκίνησε μια σειρά από κερδοσκοπικές πιέσεις αρχικά στο νόμισμα της Ταϊλάνδης και έπειτα εξαπλώθηκε στην ρουπα της Ινδονήσιας, στο δολάριο της Σιγκαπούρης, στο ρινγκιτ της Μαλαισίας και στον Γουάν της Νοτιάς Κορέας.

Σχεδόν όλες οι χώρες τότε στην ανατολική Ασία είχαν σύνδεση το εγχώριο νόμισμα με το δολάριο δηλαδή λειτουργούσαν κατά κάποιο τρόπο σε καθεστώς σταθερών συναλλαγματικών ισοτιμιών με το δολάριο. Τα οφέλη από σταθερές ισοτιμίες είναι το σταθερό πλαίσιο συναλλαγών καθώς εξαλείφεται ο συναλλαγματικός κίνδυνος που υπάρχει στο διεθνές εμπόριο. Αυτοί που ασχολούνται με το διεθνές εμπόριο και οι επενδυτές, δεν χρειάζονται να ανησυχούν για τυχόν μεταβολές της ισοτιμίας στο μέλλον που θα τους προκαλούσε τυχόν ζημιές και έτσι να καταφεύγουν σε άλλες αγορές(προθεσμιακή ή αγορά παραγώγων) για να καλυφθούν από τον συναλλαγματικό κίνδυνο. Επιπλέον περιορίζετε και τον πληθωρισμό σε χαμηλά επίπεδα καθώς η Κεντρική Τράπεζα της χώρας δεν μπορεί να κάνει επεκτατική νομισματική πολιτική δηλαδή να προσφέρει εγχώριο νόμισμα για να προκαλέσει μια υποτίμηση του νομίσματος της έτσι δεδομένου της σταθερής ισοτιμίας που έχει καθοριστεί έχουμε ένα επίπεδο πληθωρισμού. Ο παραπάνω παράγοντας ήταν ο κυρίως λόγος για τις χώρες της Λατινικής Αμερικής να συνδέσουν τα νομίσματα τους με το δολάριο καθώς μαστίζονταν από υψηλά επίπεδα πληθωρισμού. Ένας ακόμα παράγοντας που προκύπτει είναι ότι προκαλείτε σύγκλιση επιτοκίων καθώς όταν έχεις ένα νόμισμα πρέπει να έχεις και ένα επιτόκιο σύμφωνα με την θεωρία του Ακάλυπτου αρμπιτράζ επιτοκίων που συνδέει συναλλαγματικές ισοτιμίες και επιτόκια την οποία αναφέραμε παραπάνω.

Από την άλλη μεριά βέβαια υπάρχουν και αρκετά μειονεκτήματα που προκύπτουν λόγω των σταθερών συναλλαγματικών ισοτιμιών. Το βασικό μειονέκτημα είναι ότι η οικονομία χάνει την προσαρμοστικότητα της μέσω των σταθερών ισοτιμιών. Οι σταθερές ισοτιμίες δεν επιτρέπουν στην χώρα να υποτίμηση το νόμισμα της αν τυχόν προκύψει έλλειμμα στο ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών έτσι πρέπει να βρεθεί άλλος τρόπος για να καλυφθεί αυτό το έλλειμμα(συνήθως με δανεισμό) για να μπορέσει η οικονομία να είναι σε πλήρη απασχόληση και να μην υπάρχει αύξηση της ανεργίας. Αν μια χώρα ήθελε να γίνει πιο ανταγωνιστική υπό αυτό το καθεστώς θα έπρεπε να καταφύγει σε άλλες μεθόδους όπως η υποτίμηση της πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας μέσω εσωτερικής υποτίμησης πράγμα αρκετά επώδυνο για τον κοινωνικό ιστό της κάθε χώρας. Επιπλέον η Κεντρική Τράπεζα δεν μπορεί να επηρεάσει τα επιτόκια καθώς και το επιτόκιο είναι προκαθορισμένο λόγω των σταθερών ισοτιμιών ώστε να μην υπάρχουν περιθώρια για κερδοσκοπία. Τέλος απαραίτητη προϋπόθεση για μια χώρα για να συνδέσει το νόμισμα της με ένα άλλο θα πρέπει η κεντρική τράπεζα της χώρας να έχει επαρκεί συναλλαγματικά διαθέσιμα έτσι ώστε να μπορέσει μέσα από συναλλαγές που θα πραγματοποιήσει σε περιόδους υψηλής αστάθειας να κρατήσει σταθερή την συναλλαγματική της ισοτιμία.

Από τα παραπάνω που αναφέραμε είναι δύσκολο να εξαγάγουμε ένα ασφαλές συμπέρασμα για το πιο καθεστώς συναλλαγματικών ισοτιμιών είναι το καταλληλότερο για μια χώρα πρώτον να έχει βιώσιμη οικονομική ανάπτυξη και δεύτερον σε περίοδο κρίσης να μπορεί να εφαρμόσει τις κατάλληλες πολιτικές(τόσο νομισματικές όσο και δημοσιονομικές) για να μπορέσει να ξεπεράσει την κρίση.

Ένα άλλο σημαντικό θέμα που απασχολεί τους μελετητές των κρίσεων είναι η λεγομένη διάχυση (spillover) μεταξύ των χωρών. Οι ερευνητές που ασχολήθηκαν με την ασιατικής κρίσης έχουν αποδεχτεί πως η κρίση ξεκίνησε από την Ταϊλανδή και μετά διαδόθηκε σχεδόν σε όλες τις χώρες της Ανατολικής Ασίας και όχι μόνο σε αυτές που η Ταϊλανδή είχε στενούς εμπορικούς ή χρηματοοικονομικούς δεσμούς με τις υπόλοιπες χώρες. Η πιο κοινή αποδεκτή άποψη για την διάχυση της κρίσης είναι η συμπεριφορά των επενδυτών βάση της «θεωρίας της Αγέλης» δηλαδή οι επενδυτές επηρεάζονται από τις κινήσεις των άλλων επενδυτών και τείνουν να κάνουν το ίδιο. Μια άλλη εξηγείται δίνετε μέσω της θεωρίας παίγνιων. Ένας επενδυτής ο οποίος δεν μπορεί να αποτρέψει τους άλλους επενδυτές να αποσύρουν τα κεφάλαια τους από μια χώρα θα έχει κίνητρο να τα αποσύρει πρώτα τα κεφάλαια του αν πιστεύει πως η χώρα αυτή θα βρεθεί σε δύσκολη οικονομική κατάσταση. Επομένως όλοι οι επενδυτές θα αποσύρουν τα κεφάλαια τους τώρα όλοι μαζί (Nash equilibrium). Σύμφωνα με την παραπάνω ερμηνεία μπορεί να δημιουργηθεί κρίση σε μια χώρα με ελεύθερη κίνηση κεφαλαίων αν οι κάποιιοι επενδυτές αποφασίσουν να αποσύρουν τα κεφάλαια και οι άλλοι επενδυτές θα έχουν κίνητρο να αποσύρουν και αυτοί τα κεφάλαια τους δηλαδή έχουμε μια αυτοεκληρούμενη προσδοκία.

Μια άλλη εξήγηση που μπορεί να δοθεί γιατί μεταδόθηκε η κρίση και στις υπόλοιπες χώρες είναι το λεγόμενο 'wake-up call'. Σύμφωνα με αυτόν τον μηχανισμό μια κρίση σε κάποια χώρα μπορεί να παρέχει πληροφορίες για την συμπεριφορά των επενδυτών σε κάποιες άλλες χώρες. Ο Mullainathan (1998) μελέτησε την ψυχολογία των επενδυτών για το πώς μια κρίση μιας χώρας «ξυπνά» μνήμες από παλιές κρίσεις μια άλλης χώρας. Οι Sachs και Radelet (1998) έδωσαν ιδιαίτερη έμφαση στο τραπεζικό σύστημα παρενθέτοντας τα παρακάτω δεδομένα για τις ασιατικές χώρες.

Table 1. External Financing of Five Asian Countries, 1994–98^a

Billions of dollars

<i>Item</i>	<i>1994</i>	<i>1995</i>	<i>1996</i>	<i>1997^b</i>	<i>1998^c</i>
Current account balance	-24.6	-41.3	-54.9	-26.0	17.6
External financing (net)	47.4	80.9	92.8	15.2	15.2
Private inflows (net)	40.5	77.4	93.0	-12.1	-9.4
Equity investment	12.2	15.5	19.1	-4.5	7.9
Direct	4.7	4.9	7.0	7.2	9.8
Portfolio	7.6	10.6	12.1	-11.6	-1.9
Private creditors	28.2	61.8	74.0	-7.6	-17.3
Commercial banks	24.0	49.5	55.5	-21.3	-14.1
Nonbank	4.2	12.4	18.4	13.7	-3.2
Official inflows (net)	7.0	3.6	-0.2	27.2	24.6
International institutions	-0.4	-0.6	-1.0	23.0	18.5
Bilateral creditors	7.4	4.2	0.7	4.3	6.1
Resident lending and other (net) ^d	-17.5	-25.9	-19.6	-11.9	-5.7
Reserves change, excluding gold ^e	-5.4	-13.7	-18.3	22.7	-27.1

Source: Institute of International Finance, "Capital Flows to Emerging Market Economies," January 29, 1998.

a. Table entries are sums over data for Korea, Indonesia, Malaysia, Thailand, and the Philippines.

b. Estimate.

c. Forecast.

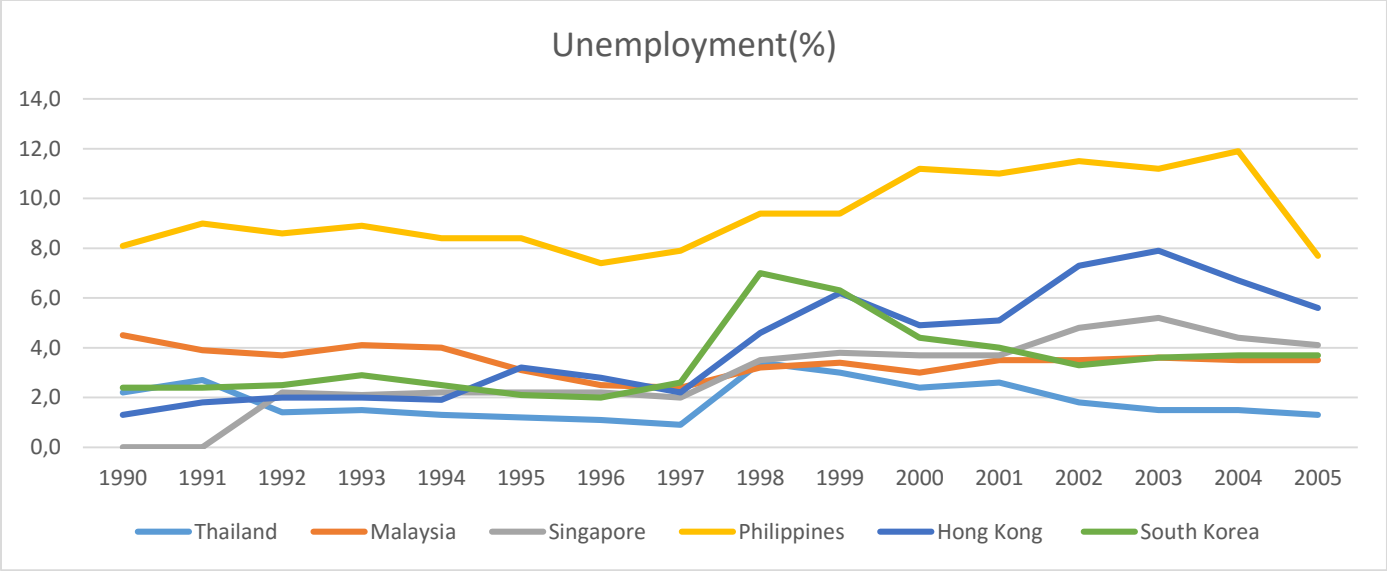
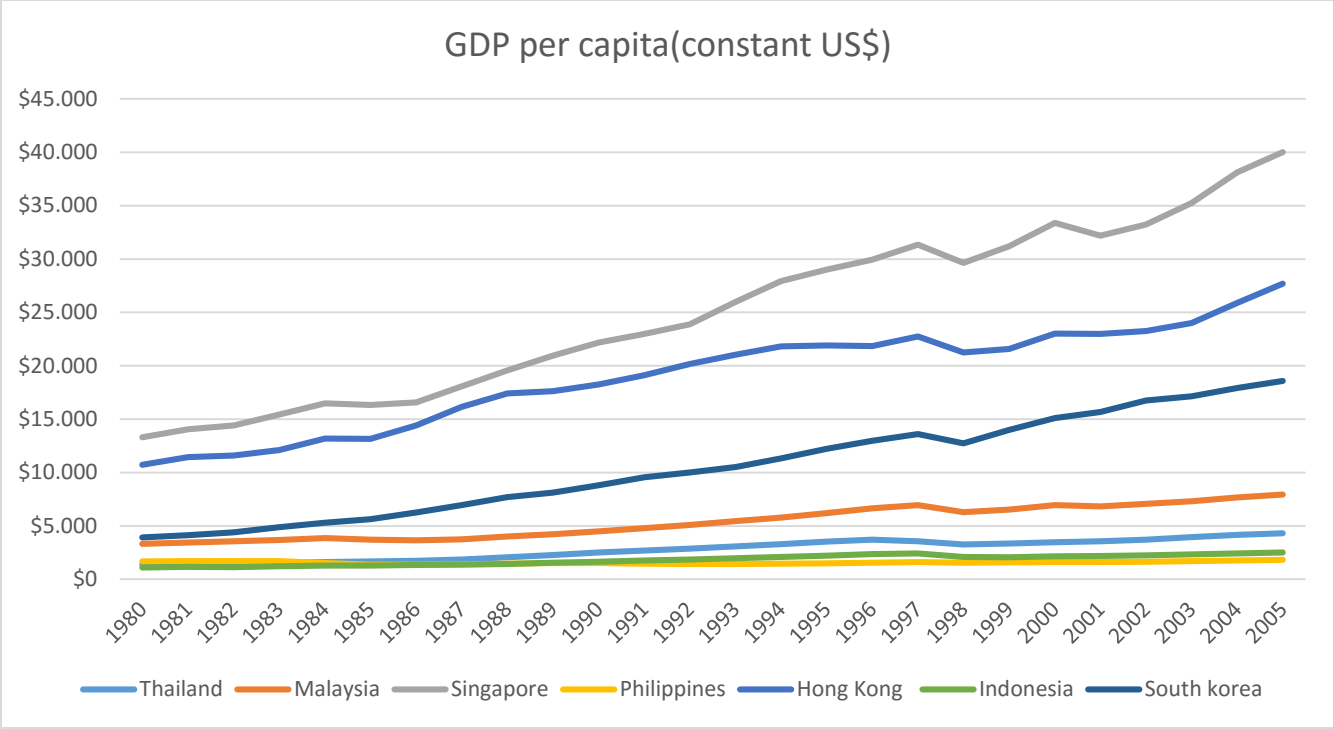
d. Includes resident net lending, monetary gold, and errors and omissions.

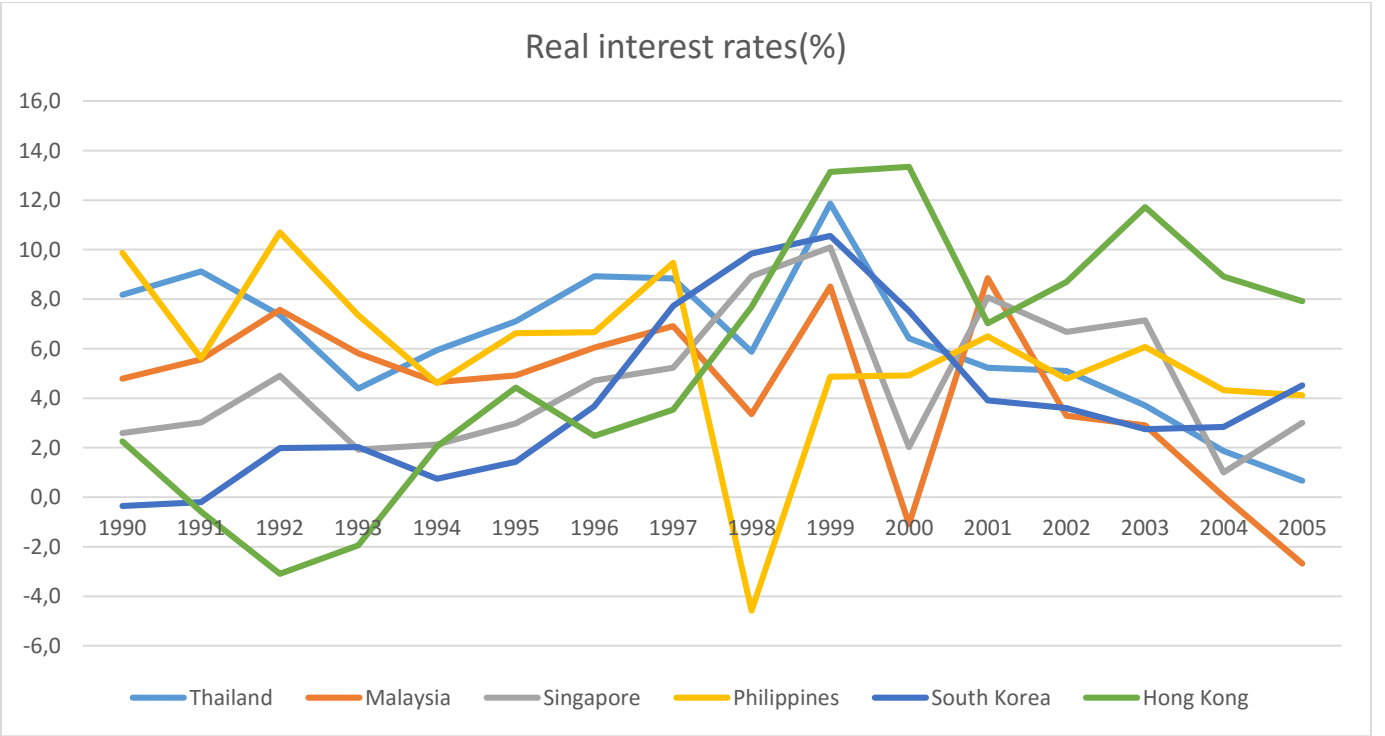
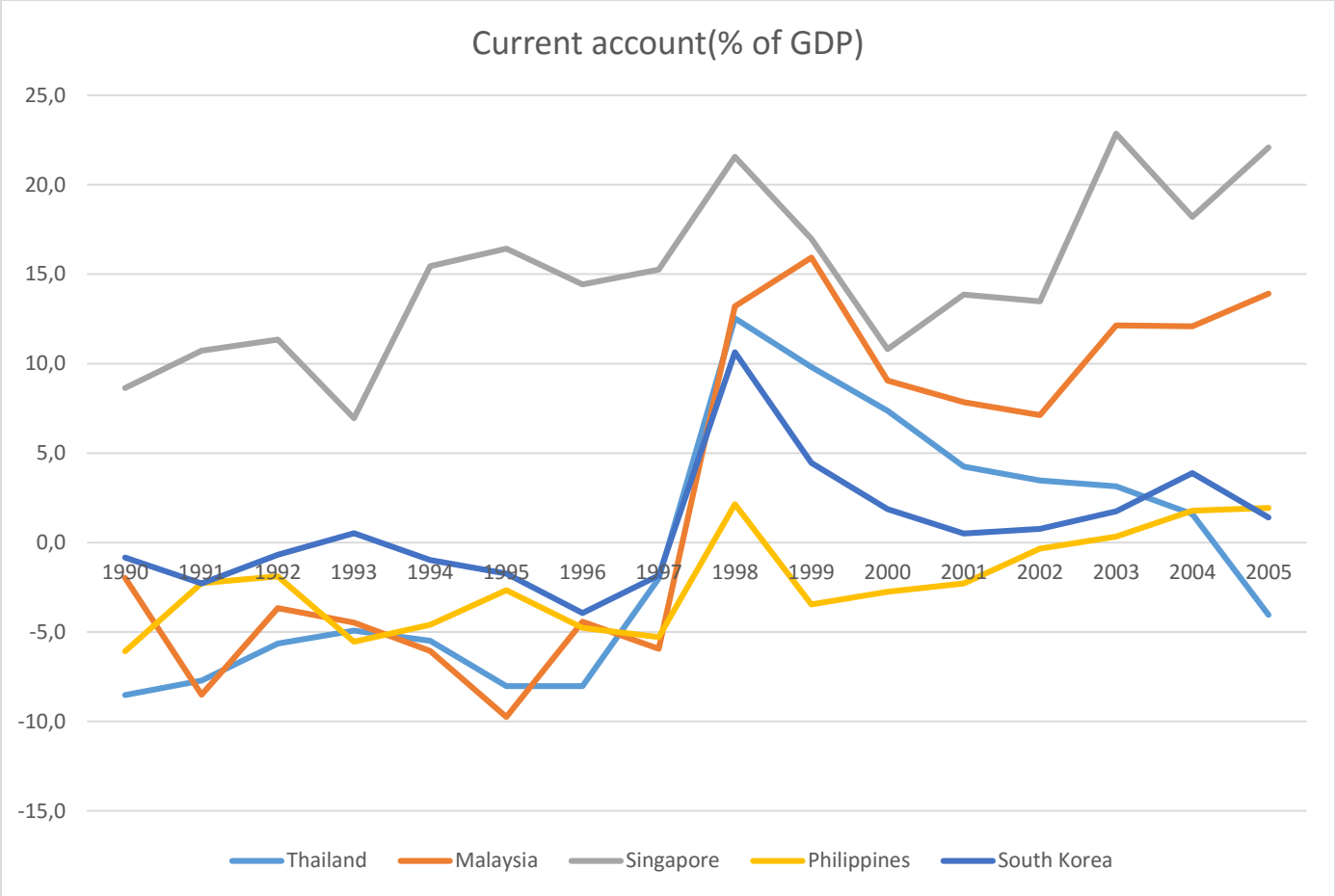
e. A negative value indicates an increase.

Οι επενδυτές μετά την κρίση στην Ταϊλάνδης ήθελαν να προστατευτούν έτσι απέσυραν τα χρήματα τους όχι μόνο από την Ταϊλανδή αλλά και από όλες τις αναδυόμενες χώρες της περιοχής. Έτσι παρόλο την ελάχιστη σύνδεση που είχαν αυτές οι οικονομίες στο εμπορικό κομμάτι στους επενδυτές φαινόταν πως ήταν στενά συνδεδεμένες ως το λεγόμενο «Ασιατικό θαύμα» έτσι μετά την κρίση που υπέστη η Ταϊλανδή αρχίσαν να φοβούνται μην ξεσπάσει κρίση και στις άλλες χώρες και έτσι απέσυραν τα κεφάλαια για να βρουν προστασία όχι μόνο από χώρες οι οποίες είχαν ελλείμματά στο ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών αλλά και από χώρες με πλεόνασμα όπως η Σιγκαπούρη.

Μια άλλη εξήγηση για την κρίση και το βάθος της ύφεσης που προκλήθηκε μπορεί να είναι η απόφαση να συνδεθούν οι ισοτιμίες των ασιατικών χωρών με το δολάριο και η προσπάθεια διατήρησής αυτής της σύνδεσης εξαντλώντας τα συναλλαγματικά διαθέσιμα ή αυξάνοντας τα επιτόκια. Έτσι πολλά νομίσματα είχαν συνδεθεί σε μια ισοτιμία που ήταν υπερτιμημένη για τα οικονομικά δεδομένα των χωρών αυτών και έκανε πιο δυσχερές το εμπόριο με τις άλλες χώρες και επιπλέον επιδεινώνοντας το ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών. Επιπλέον μια σταθερή ισοτιμία δεν μπορεί να προσαρμοστεί στα διαφορά σοκ που δέχεται η οικονομία. Οι συναλλαγματικές ισοτιμίες και τα επιτόκια μπορούν να προσαρμόζονται έτσι ώστε να απορροφούν ως ένα βαθμό τα σοκ που προκαλούνται. Οι αρχές των χωρών θα έπρεπε να εγκατέλειπαν αμέσως την σταθερή ισοτιμία έτσι ώστε αφήναν το νόμισμα εξ αρχής να υποτιμηθεί και να μην συνθλίβανε την οικονομία στηρίζοντας το νόμισμα τους και μέσω της υποτίμησης να αυξανόταν η ανταγωνιστικότητά τους. Βέβαια τα δάνεια που είχαν οι επιχειρήσεις ήταν σε ξένο νόμισμα οπότε μια υποτίμηση του εγχωρίου νομίσματος θα έκαναν αρκετά δάνεια να μην μπορούν να εξυπηρετηθούν. Αλλά παρ' όλες τις προσπάθειες που έγιναν να στηριχτεί το νόμισμα τελικώς η υποτίμηση δεν απετράπηκε λόγω των εντόνων πιέσεων που ασκήθηκαν από τους κερδοσκόπους.

Παρακάτω απεικονίζονται γραφήματα διάφορων βασικών μακροοικονομικών μεταβλητών και παρατίθενται κάποια στοιχεία για κάθε χώρα ξεχωριστά. Τα δεδομένα είναι από την World bank και την Fred. Έπειτα αναλύω για κάθε χώρα ξεχωριστά πως βίωσε την κρίση με μια ιδιαίτερη έμφαση στην Ταϊλανδή.





Ταϊλανδή

Η χρηματοοικονομική κρίση που ξέσπασε στην Ταϊλανδή στις 2 Ιουλίου του 1997 διαδόθηκε σχεδόν σε όλες τις χώρες της Ανατολικής Ασίας. Η Ταϊλανδή ήταν σχετικά μια χώρα χωρίς μεγάλη οικονομική δύναμη και επιπλέον δεν ήταν μεγάλη εμπορική δύναμη. Παρ' όλα αυτά η υποτίμηση του Ταϊλανδέζικου νομίσματος, του μπατ, προκάλεσε ένα σοκ τόσο εγχώριο αλλά και επέφερε μια «διάχυση» (spillover effect) της κρίσης προκαλώντας ένα ντόμινο κάνοντας σχεδόν όλες τις οικονομίες της Ανατολικής Ασίας να υποστούν μια μεγάλη ύφεση.

Η Ταϊλανδή λειτουργούσε υπό καθεστώς σταθερών ισοτιμιών με το δολάριο δηλαδή είχε δεσμευτεί να διατήρηση την συναλλαγματική της ισοτιμία σταθερή με το δολάριο, έτσι όταν πήγαιναν να προκληθούν τυχόν αποκλίσεις από την σταθερή συναλλαγματική ισοτιμία η Κεντρική Τράπεζα της Ταϊλάνδης προσπαθούσε να εξαλείψει αυτές τις διακυμάνσεις μεταβάλλοντας τα συναλλαγματικά της διαθέσιμα. Με την άνοδο του δολαρίου το 1995-1997 δηλαδή την ανατίμηση του διογκώθηκε το έλλειμμα του ισοζυγίου τρεχουσών συναλλαγών της Ταϊλάνδης το οποίο έφτανε στο 8% του ΑΕΠ. Η Ταϊλανδή δεν μπορούσε να προβεί σε υποτίμηση του νομίσματος της έτσι ώστε να μετριάσει το έλλειμμα της έτσι με ένα νόμισμα το οποίο ανατιμήθηκε την περίοδο 1995-1997 έχασε μεγάλο μέρος από την ανταγωνιστικότητα της

Από την άλλη μεριά η αφθονεί ροή κεφαλαίων στην χώρα δημιούργησε «φούσκες» τόσο στην αγορά κατοικίας όσο και στις διάφορες εταιρίες οι οποίες λόγω των άφθονων κεφαλαίων δανείζονταν τεράστια ποσά σε ξένο νόμισμα τα οποία προκαλούσαν «φούσκες» στις μετοχές των εταιριών οι οποίες όταν «έσκασαν» προκάλεσαν μεγάλη ύφεση στην οικονομία. Επίσης από αυτήν την αφθονία ευφορία μη βιώσιμης ανάπτυξης δεν θα μπορούσε να λείπει το κράτος το οποίο προέβει σε μεγάλες κρατικές δαπάνες αυξάνοντας το χρέος του σε δυσθεώρητα επίπεδα.

Εκείνη την περίοδο ενώ όλα φαίνονταν μια χαρά και τίποτα δεν θα μπορούσε να σταματήσει τις ασιατικές χώρες να συνεχίσουν να ζουν μια μη βιώσιμη ανάπτυξη. Την ίδια περίοδο το μπατ άρχιζε να

δέχεται κερδοσκοπικές πιέσεις καθώς η ισοτιμία ήταν καθορισμένη πολύ υψηλά για τα οικονομικά δεδομένα της Ταϊλάνδης και είχε δημιουργηθεί η αίσθηση στους επενδυτές ότι δεν θα μπορούσε να στηριχτεί άλλο αυτή η ισοτιμία αυτό είναι αρκετά λογικό καθώς όπως αναφέραμε και πιο πάνω η Ταϊλανδή είχε τεράστια ελλείμματα και ένα πολύ υψηλό χρέος τόσο κρατικό όσο και ιδιωτικό. Τότε η Κεντρική Τράπεζα της Ταϊλάνδης έπρεπε να στηρίξει την ισοτιμία του νομίσματος σε σχέση με το δολάριο έτσι άρχισε να μειώνει τα συναλλαγματικά της διαθέσιμα για να στηρίξει το νόμισμα της μέσω της αγοράς ξένου συναλλάγματος δηλαδή πούλαγε συνάλλαγμα και αγόραζε εγχώριο νόμισμα. Όμως αργά ή γρήγορα τα συναλλαγματικά της διαθέσιμα θα εξαντλούνταν και έτσι ένας άλλος εναλλακτικός τρόπος για να στηρίξει την ισοτιμία ήταν να μειώσει την κυκλοφορία του μπατ και αυτό θα γινόταν αν αυξάνεται τα επιτόκια της κόνοντας ελκυστικής επενδύσεις που είναι εκφρασμένες σε εγχώριο νόμισμα πείθοντας τους επενδυτές να κρατήσουν το εγχώριο νόμισμα. Η αύξηση όμως των επιτοκίων δημιούργησε μεγάλο πρόβλημα καθώς η οικονομία της Ταϊλάνδης άρχισε να συρρικνώνεται και να μπαίνει ποια σε μια περίοδο ύφεσης.

Μια άλλη λύση για να αντιμετωπίζε αυτό το πρόβλημα ήταν η εγκατάλειψη της συναλλαγματικής ισοτιμίας αφήνοντας το νόμισμα της να υποτιμηθεί. Αυτή η επιλογή ήταν αρκετά δυσάρεστη γιατί κάποιοι υποστήριζαν ότι οι επενδυτές θα έχαναν τελείως την εμπιστοσύνη και ότι οι κερδοσκοπικές πιέσεις ήταν κάτι πρόσκαιρο που δεν έπρεπε να μπουν εμπόδιο στην συνεχή αναπτυσσομένη πορεία της ταϊλανδεζικες οικονομίας σύμφωνα με κάποιους οφείλεται σε ένα σταθερό κλίμα που εκφράζατε κατά ένα μεγάλο μέρος στην σταθερή συναλλαγματική ισοτιμία. Επιπλέον τα χρέη που είχαν οι ταϊλανδεζικες επιχειρήσεις και οργανισμοί ήταν σε δολάρια οπότε μετά από μια μεγάλη υποτίμηση τα χρέη θα γινόντουσαν δυσβάστακτα και αρκετές επιχειρήσεις δεν θα μπορούσαν να τα αποπληρώσουν. Η αρχές της Ταϊλάνδης αμφιταλαντεύονταν μεταξύ των επίλογων που είχαν και ποιες πολιτικές θα έπρεπε να εφαρμόσει.

Οι προσδοκίες των επενδυτών ότι μπορεί ανά πασά ώρα και στιγμή να εγκαταλειφθεί η σταθερή ισοτιμία από την Ταϊλάνδη άρχισαν την έντονη πίεση στα νόμισμα από πλευράς κερδοσκόπων δηλαδή πουλάγανε μπατ και αγοράζανε αλλά νομίσματα έτσι η κεντρική τράπεζα έπρεπε να αγοράσει το εγχώριο νόμισμα και να πουλήσει τα συναλλαγματικά της διαθέσιμα. Η παραπάνω διαδικασία ονομάζεται αυτοεκπληρούμενη προσδοκία δηλαδή οι επενδυτές αναμέναν ότι θα συμβεί υποτίμηση στο μέλλον και με τις ενέργειες τους (ηθελημένα και μη) επισπεύσαν αυτή την διαδικασία να γίνει τώρα, έτσι έγινε και πιο πάνω όλοι προσδοκούσαν υποτίμηση του μπατ στο μέλλον και αρχίσαν να «εγκαταλείπουν» το μπατ πράγμα που έκανε την τράπεζα να μην μπορεί να στηρίξει το νόμισμα της πλέον και έτσι στις 2 Ιουλίου του 1997 η κεντρική τράπεζα της Ταϊλάνδης εγκατέλειψε της σταθερή ισοτιμία.

Έτσι η Ταϊλανδική οικονομία εισήλθε σε βαθιά ύφεση. Το μπατ υποτιμήθηκε σχεδόν 50% (56 μπατ=1\$ από το 25 μπατ=1\$) σε σχέση με το δολάριο προκαλώντας «πανικό» στους επενδυτές και απώλεια

εμπιστοσύνης. Αυτή η απώλεια εμπιστοσύνης έκανε τους επενδυτές να θέλουν να αποσύρουν τα κεφάλαια τους από την χώρα. Για να σταματήσει την πτώση του μπατ η κυβέρνηση αύξησε τα επιτόκια δημιουργώντας προβλήματα στις επιχειρήσεις και τα νοικοκυριά. Η οικονομία της Ταϊλάνδης είχε βρεθεί σε ένα φαύλο κύκλο. Αυτό προκλήθηκε γιατί υπάρχει μια άρρηκτα συνδεδεμένη σχέση μεταξύ εμπιστοσύνης-χρηματοοικονομικών αγορών-πραγματικής οικονομίας. Το ΑΕΠ της Ταϊλάνδης μειώθηκε κατά 11%. Ο χρηματιστηριακός δείκτης της Ταϊλάνδη κατέρρευσε συνολικά περίπου 70%. Από τις 1753 μονάδες που ήταν το 1994 έφτασε στις 207 το 1998.

Μαλαισίας

Η κρίση άρχιζε να εξαπλώνεται. Η Μαλαισία για να υποστηρίξει το νόμισμα της αύξησε μέσα σε μια μέρα το επιτόκιο από 8% σε 40% αλλά τελικά υπέστη μια υποτίμηση στο νόμισμα της κατά 50% σε σχέση με το δολάριο. Το 1997, Μαλαισία είχε ένα έλλειμμα τρεχουσών συναλλαγών πάνω από 6 % του ΑΕΠ. Το ΑΕΠ της την περίοδο 1997-2002 μειώθηκε περίπου 35%. Ακόμα ο χρηματιστηριακός δείκτης της Μαλαισίας(KLSE) υποχώρησε περίπου 50% στις 600 μονάδες το 1997. Το 1998 ο δείκτης κάποια στιγμή έφτασε κάτω από τις 400 μονάδες.

Νοτιά Κορέα

Η κρίση ακόμα εξαπλώθηκε και στην Νοτιά Κορέα η οποία ήταν μια αρκετά δυνατή οικονομία χωρίς πολλούς εμπορικούς ή χρηματοπιστωτικούς δεσμούς με την Ταϊλανδή. Η μαζική φυγή κεφαλαίων από τους επενδυτές προς το εξωτερικό και η πίεση που αυτή επέφερε στο γουάν (το νόμισμα της χώρας) το οποίο ήταν συνδεδεμένο με το δολάριο οδήγησαν την κυβέρνηση να συγκρατήσει την κατάρρευση του γουάν ξοδεύοντας όλα τα της τα συναλλαγματικά αποθεματικά σε δολάρια. Παρ' όλη την προσπάθεια που έκανε η Κεντρική Τράπεζα της Νοτιάς Κορέας εντούτοις το νόμισμα της χώρας υπέστη μια μεγάλη υποτίμηση. Το ΑΕΠ της Νοτιάς Κορέας συρρικνώθηκε κατά 11% γνωρίζοντας μια άνευ προηγουμένου κοινωνική αναταραχή και εξαθλίωση. Παρ' όλο που εκείνη την περίοδο η Νοτιά Κορέα ήταν οι ενδέκατη πιο ισχυρή οικονομία στον κόσμο εντούτοις δεν μπόρεσε να ξεφύγει από την κρίση η οποία την έπληξε βανάουσα.

Σιγκαπούρη

Η Σιγκαπούρη επίσης εισήλθε σε ύφεση. Το νόμισμα της υποτιμήθηκε σε σχέση με το δολάριο κατά 20% ενώ ο χρηματιστηριακός δείκτης υποχώρησε Straits Time Index κατά 60%. Η Σιγκαπούρη είναι η χώρα η οποία ανέκαμψε πιο γρηγορά από όλες τις άλλες λόγω των διαρθρωτικών μεταρρυθμίσεων που εφάρμοσε και λόγω της υποτίμησης του εγχωρίου νομίσματός της που την έκανε πιο ανταγωνιστική.

Η Σιγκαπούρη ήταν η μοναδική χώρα η οποία υπέστη κρίση ενώ το ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών της ήταν πλεονασματικό πράγμα που μας δείχνει ότι η κρίση δεν έχουν οι χώρες που έχουν ελλειμματικό ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών. Εντούτοις ήταν η χώρα η οποία ξεπέρασε πιο γρηγορά την κρίση και αυτό μπορεί να οφείλεται σε μεγάλο βαθμό στην εύρωστη οικονομία και τις μεταρρυθμίσεις.

Ινδονησία

Η Ινδονησία με την σειρά της υπέστη κρίση η οποία είχε χαμηλό πληθωρισμό και σε σχέση με άλλες χώρες της Ασίας είχε πλεονασματικό ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών. Επίσης είχε και αρκετά συναλλαγματικά διαθέσιμα περίπου 20 δισ. Δολάρια. Παρ όλα αυτά θα βρεθεί και αυτή αντιμέτωπη με την κρίση. Οι επιχειρήσεις-νοικοκυρια της Ινδονησίας έκαναν το ίδιο λάθος με τους Ταϊλανδούς, δανείστηκαν μεγάλα ποσά σε ξένο νόμισμα. Στις 14 Αυγούστου του 1997 μετά από κερδοσκοπικές πιέσεις η ρουπα υποτιμήθει 30% κάνοντας τα δάνεια που είχαν πάρει να μην μπορούσαν να αποπληρωθούν βυθίζοντας την Ινδονησία σε μια από τις χειρότερες υφέσεις που είχε βιώσει. Το ΑΕΠ της Ινδονησίας μειώθηκε εκείνο το έτος 13% Ενώ ο χρηματιστηριακός δείκτης της Τζακάρτα τον Σεπτέμβριο του ίδιου έτους έφτασε σε ιστορικό χαμηλό. Εκτός από τα παραπάνω είχαμε και πολιτικές αναταραχές αναγκάζοντας τον πρόεδρο Suharto να παραιτηθεί μετά από 32 χρονιά στην εξουσία.

Χονγκ Κονγκ

Το Χονγκ Κονγκ είναι κάτι σαν πολη-κρατος οπου μέσω του ελεύθερου εμπορίου είχε πέτυχει τρομερούς ρυθμούς ανάπτυξης όμως υπέστη και εκείνο τα δεινά της ασιατικής κρίσης παρ όλο που είχε άριστες ρυθμιστικές αρχές. Το Χονγκ Κονγκ όπως και οι άλλες ασιατικές οικονομίες είχε σταθεροποιήσει το νόμισμα του με το δολάριο. Οι επενδυτές βλέποντας τις άλλες ασιατικές οικονομίες να εγκαταλείπουν τις σταθερές ισοτιμίες και αναρωτιούνταν αν το Χονγκ Κονγκ θα κρατούσε σταθερή την ισοτιμία του ή θα υποτιμούσε το νόμισμα του έτσι ώστε να γίνει πιο ανταγωνιστή η οικονομία του. Η ισοτιμία είχε διαμορφωθεί στα 7.8 δολ. Χονγκ Κονγκ = 1\$.

Οι μετοχές έγιναν πιο ευάλωτες στις διακυμάνσεις. Μεταξύ 20-23 Οκτωβρίου η δείκτης Hang Seng είχε υποχωρήσει κατά 23%. Το Χονγκ Κονγκ σε μια προσπάθεια να προστατέψει το νόμισμα του αύξησε το overnight επιτόκιο από 8% σε 23%. Έτσι οι κερδοσκόποι κέρδισαν από την πτώση των μετοχών καθώς είχαν κάνει short-selling τις μετοχές.

Έτσι είχαμε μια «διπλή» επίθεση που έγινε στο Χονγκ Κονγκ τόσο στην συναλλαγματική ισοτιμία όσο και στον δείκτη χρηματιστηρίου. Οι αρχές του Χονγκ Κονγκ μπορούσαν είτε να εγκαταλείψουν την ισοτιμία και να υποτιμηθεί το νόμισμα τους οπότε οι κερδοσκόποι θα κέρδιζαν από την υποτίμηση του νομίσματος ή θα στήριζαν το νόμισμα τους αυξάνοντας τα επιτόκια πράγμα που θα προκαλούσε μείωση του χρηματιστηριακού δείκτη και θα κέρδιζαν από την θέση υποτίμησης του χρηματιστηριακού δείκτη(σορτάρισμα). Οι αρχές όμως του Χονγκ Κονγκ αντέδρασαν κάπως διαφορετικά και έτσι αρχίζουν να αγοράζουν μετοχές αυξάνοντας την τιμή τους και προκαλώντας μεγάλες απώλειες στους κερδοσκόπους που είχαν κάνει short-selling αυτές τις μετοχές. Οι «εχθρικές» ενέργειες μεταξύ κερδοσκόπων και νομισματικών αρχών του Χονγκ Κονγκ(ΗΚΜΑ) έλαβαν τέλος τον Αύγουστο του 1999.

Φιλιππίνες

Οι Φιλιππίνες δεν θα μπορούσαν να ξεφύγουν από την κρίση που ξέσπασε από την Ταϊλανδή και παρέσερνε σχεδόν όλες τις ασιατικές χώρες όπως αναφέραμε. Η κυβέρνηση των Φιλιππίνων παρέμβαινε αρκετές φορές για να υπερασπιστεί το πεσσό αυξάνοντας τα επιτόκια και συγκεκριμένα στις 3 Ιουλίου, μια μέρα μετά αφού η Ταϊλανδή είχε εγκαταλείψει την σταθερή ισοτιμία με το δολάριο αύξησε το ολονύχτιο επιτόκιο από 15% σε 24%. Το πεσσό τελικά υποτιμήθηκε από (26πεσο=1\$ σε 38πεσο=1\$). Ο δείκτης PSE από τις 3000 μονάδες που βρισκότανε το 1997 κατρακύλησε σε 1000 μονάδες.

Κίνα

Η Κίνα σε αντίθεση με τις άλλες χώρες που βίωσαν βαθιά κρίση δεν επηρεάστηκε και τόσο από την κρίση. Αυτό συνέβη πιθανότατα επειδή διαθέτει μια αρκετά ανταγωνιστική οικονομία, πράγμα που μπορεί να προκάλεσε κρίση στις άλλες χώρες καθώς λόγω ανταγωνιστικότητας των αγαθών της επέφερε πλεονάσματα στο ισοζύγιο της αλλά προκάλεσε ελλείμματα στα ισοζυγία αρκετών χωρών που αναφέρθηκαν παραπάνω καθώς οι άλλες χώρες είχαν σύνδεση το νόμισμα τους σε μια σταθερή ισοτιμία η οποία δεν μπορούσε να προσαρμοστεί σε τυχόν διακυμάνσεις έτσι ώστε να καταστήσει το εμπόριο αυτών των χωρών ανταγωνιστικότερο και να εξισορροπήσει κάπως το ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών. Αλλά το βασικό χαρακτηριστικό έγκειται ότι είχε επιβάλλει κεφαλαιακού ελέγχους(capital controls) έτσι οι επενδυτές δεν μπορούσαν να αποσύρουν τα κεφάλαια τους από την Κίνα λόγω της έλλειψης εμπιστοσύνης που είχαν για τις χώρες της Ασίας. Έτσι η Κίνα βίωσε την κρίση σχεδόν ανώδυνα.

Μεγάλο θέμα αντιπαράθεσης μεταξύ των ερευνητών και αυτών που εφαρμόζουν πολιτικές (policy makers) επίσης εκτός από τα αίτια των κρίσεων είναι και οι πολιτικές που εφαρμόζονται για την διάσωση των χωρών. Σαφώς είναι αρκετά δύσκολο να προβλέψει κάποιος μια κρίση εξ αρχής και επίσης είναι πάρα πολύ δύσκολο να όταν ξεκινάει η κρίση να προβλέψει πως θα εξελιχθεί. Όμως από ότι φαίνεται είναι επίσης δύσκολο να βρεις τις κατάλληλες πολιτικές και να τις εφαρμόσεις έτσι ώστε να αντιμετωπίσεις την κρίση έγκαιρα και χωρίς να εξελιχθεί σε μια βαθιά και παρατεταμένη ύφεση η οποία είχε τρομερές συνέπειες στον κοινωνικό και οικονομικό ιστό των χωρών. Κάπου εδώ αρχίζει και ο «πόλεμος» μεταξύ διάφορων οικονομικών σκέψεων για το πώς θα έπρεπε να αντιμετωπιστεί μια κρίση. Από το 1929 μέχρι και την κρίση του 2008 και κατά την διάρκεια των διάφορων άλλων κρίσεων ενδιάμεσα οι οικονομολόγοι διαφωνούν μεταξύ τους για το πώς πρέπει να αντιμετωπιστεί η κρίση σε μια χώρα.

Μια πολιτική είναι αυτή που προτάθηκε από τον Friedman που είναι το λεγόμενο «δόγμα του σοκ» δηλαδή δεν έπρεπε να στηρίξει κάποιος αφήνοντας τις χώρες να πτωχεύσουν και μετά από αυτό οι δυνάμεις της ελεύθερης αγοράς θα διορθώσουν από μόνες τους την κρίση. Παρ όλα αυτά η παραπάνω θεωρία δεν ενστερνίζεται από το σύνολο του κόσμου και κύριος από τον Keynes ο οποίος δεν διαφωνούσε απολύτως ότι οι αγορές δεν μπορούν να διορθώσουν μόνες τους τυχόν αποκλίσεις αλλά είχε αμφιβολίες για τον χρόνο αντιδράσεις τους, έτσι πρότεινε για την διαχείριση των κρίσεων το 1944 να δημιουργηθεί ένας παγκόσμιος οργανισμός ο οποίος θα διαχειρίζεται τις κρίσεις και πράγματι έγινε το Διεθνές Νομισματικό Ταμείο το οποίο χρηματοδοτεί χώρες οι οποίες ουσιαστικά έχουν χρεοκοπήσει και δεν μπορούν να δανειστούν από τις διεθνείς αγορές. Στην διάσωση των χωρών της Ανατολικής Ασίας που βρέθηκαν σε βαθιά ύφεση το Δ.Ν.Τ. συμμετείχε στην διάσωση τους. Το Δ.Ν.Τ. αποφάσισε να εκταμίευση μεγάλα πακέτα βοήθειας (bailout) έτσι ώστε να βοηθήσει τις οικονομίες των χωρών να ανακάμψουν επιβάλλοντας κάποιους ορούς δημοσιονομική προσαρμογής όπως μείωση κρατικών δαπανών και ελλειμμάτων τόσο στον προϋπολογισμό όσο και στο ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών. Επίσης το Δ.Ν.Τ. επέβαλλε αύξηση των επιτοκίων σε αυτές τις χώρες έτσι ώστε να ελέγχει η προσφορά χρήματος για να μην προκύψει υψηλός πληθωρισμός, να αποτρέψει τυχόν περαιτέρω κερδοσκοπικές πιέσεις και να σταθεροποιήσει τα εγχωρία νομίσματα μετά την εγκατάλειψη της σταθερής ισοτιμίας. Στόχος του Δ.Ν.Τ. με αυτήν την πολιτική ήταν να αποκαταστήσει την εμπιστοσύνη μεταξύ των Ασιατικών χωρών και των επενδυτών έτσι ώστε να επενδύσουν πάλι τα κεφάλαια τους οι επενδυτές σε αυτές τις χώρες. Το Δ.Ν.Τ. σταθερό στις απόψεις του πίστευε ότι το πρόβλημα των κρίσεων ήταν η αφερεγγυότητα που είχαν αυτές οι χώρες λόγω κάποιων αδιάφανων οικονομικών συναλλαγών και λόγω σπάταλη του κρατικού προϋπολογισμού και ο μοναδικός τρόπος για να ξεπεραστεί η κρίση είναι μέσο μείωσης των ελλειμμάτων και αποκατάσταση της εμπιστοσύνης έτσι ώστε οι επενδυτές να επενδύσουν πάλι τα κεφάλαια τους σε αυτές τις χώρες και μέσω αυτών να επέλθει η οικονομική ανάπτυξη.

Όμως το Δ.Ν.Τ με αυτές τις πολιτικές που επέβαλε δεν προέβλεψε τις επιπτώσεις στους στην πραγματική οικονομία όπως για παράδειγμα με την αύξηση των επιτοκίων από το Δ.Ν.Τ η πραγματική οικονομία αντιμετώπισε εκείνη την περίοδο μεγάλο πλήγμα καθώς οι επιχειρήσεις δεν μπορούσαν να δανειστούν χρήματα για να λειτουργήσουν και αναγκάστηκαν να κλείσουν αυξάνοντας ραγδαία την ανεργία. Επίσης στα κράτη που δοθήκαν τα δάνεια είχαν δεσμευτεί ότι θα μειώσουν τις κρατικές δαπάνες αντί να τις αυξήσουν προκυμμένου να τονώσουν την οικονομία(αντικυκλική οικονομική πολιτική). Αυτό το μείγμα περιοριστικής δημοσιονομικής πολιτικής και υψηλών επιτοκίων προκάλεσε μια άνευ προηγουμένου ύφεση στις χώρες της ανατολική Ασίας που αργήσαν να ξεπεράσουν την κρίση και όταν την ξεπέρασαν απείχαν πολύ από την προ κρίση κατάσταση.

Στην Ταϊλάνδη στις 11 Αυγούστου του 1997 το Δ.Ν.Τ. εκταμίευσε δάνειο ύψους 17 δισεκατομμυρίων δολαρίων επιβάλλοντας του να εξυγιάνει τον δημόσιο και τραπεζικό του τομέα και ένα ακόμα ένα δάνειο ύψους 2 δισεκατομμυρίων στις 20 Αυγούστου. Τελικά μέσα από αμφιλεγόμενες πρακτικές η οικονομία της Ταϊλάνδη ξεπέρασε την κρίση το 2001 και κατάφερε να αποπληρώσει το Δ.Ν.Τ. το 2003.

Στην Ινδονησία το Δ.Ν.Τ. έγκρινε δάνειο ύψους 23 δισεκατομμυρίων αλλά παρ' όλα αυτά η ρουπία συνέχιζε να καταρρέει και ο οίκος αξιολόγησης της Moody's κατέταξε τα μακροπρόθεσμα ομολογία της Ινδονησίας στην κατηγορία "junk bond".

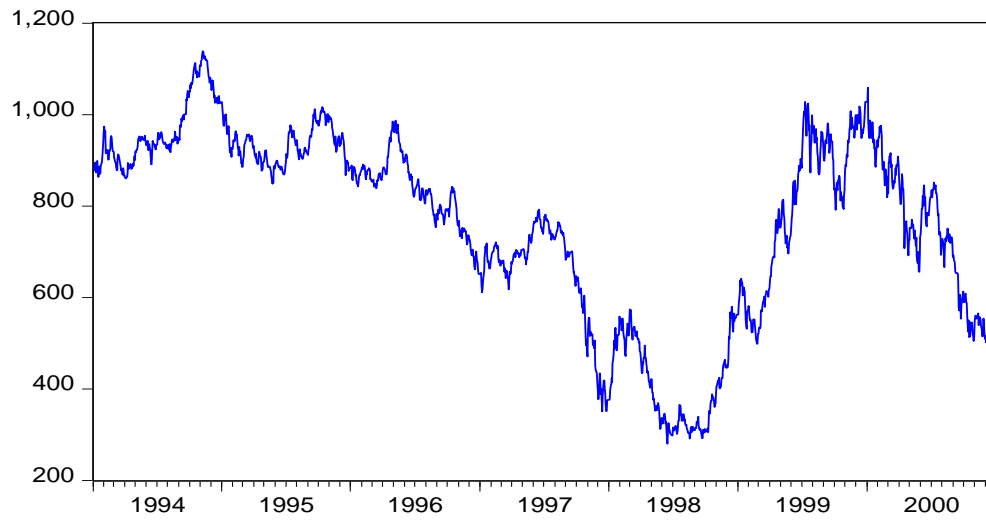
Η Νοτιά Κορέα όμως υπέστη τις μεγαλύτερες απώλειες από το πρόγραμμα διάσωσης του Δ.Ν.Τ. καθώς το ταμείο ενέκρινε δάνειο ύψους 57 δισεκατομμυρίων δολαρίων πάλι με όρους δημοσιονομικής προσαρμογής και διαφάνειας. Αλλά αυτοί οι οροί προέβλεπαν την ιδιωτικοποίηση μεγάλων βιομηχανιών της Νοτιάς Κορέας που είχαν χρέη σε αμερικάνικες εταιρίες για να τις εξυγιάνουν. Ένα χαρακτηριστικό παράδειγμα είναι η πώληση της Daewoo motors στην General Motors. Παρ όλες τις μεταρρυθμίσεις το χρέος προς το ΑΕΠ είχε αύξηση στο διπλάσιο ποσοστό

2) Δεδομένα και Διαγράμματα

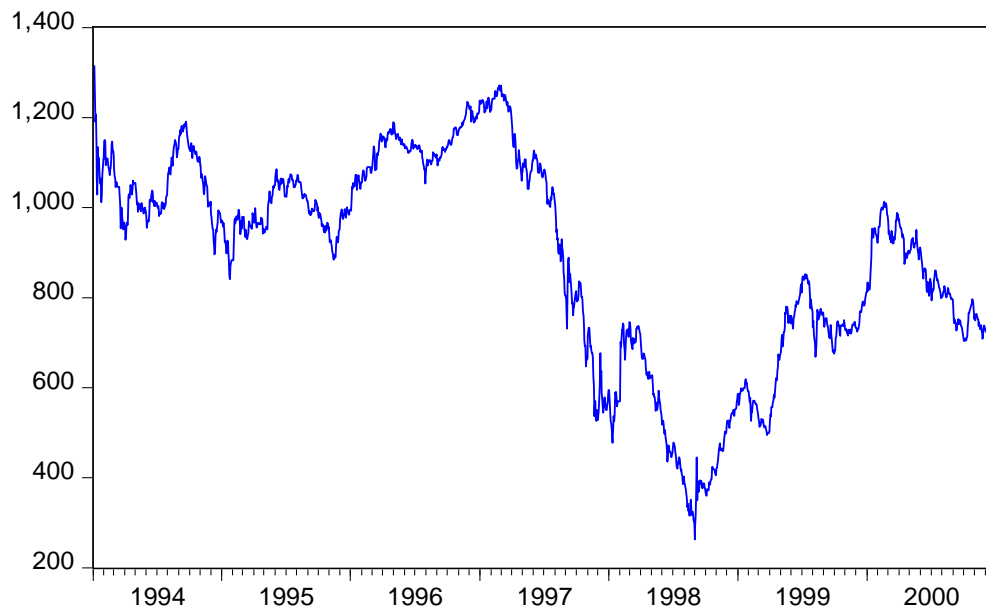
Παραπάνω παρουσιάστηκε μια περιγραφική και ιστορική ανάλυση για το τι έγινε πριν και κατά την διάρκεια της κρίσης. Από αυτό το μέρος και έπειτα θα αναλυθεί η οικονομετρική προσέγγιση του θέματος που είναι να διαπιστώσει τυχόν σχέση αιτιότητας μεταξύ των συναλλαγματικών ισοτιμιών και των δεικτών του χρηματιστηρίου και αν υπάρχει αυτή η σχέση προς ποια κατεύθυνση είναι για την κάθε χώρα ξεχωριστά που αναφέρουμε παρακάτω. Για τις ανάγκες της έρευνας συλλέχθηκαν ημερήσια δεδομένα συναλλαγματικών ισοτιμιών και τιμών δεικτών χρηματιστηρίου από χώρες όπως η Ταϊλάνδη, το Χονγκ Κονγκ, η Μαλαισία, η Νοτιά Κορέα, Σιγκαπούρη, Ταϊβάν. Τα δεδομένα είναι από το DataStream και την Fred. Η περίοδος των δεδομένων είναι από 3/1/1994 μέχρι 29/12/2000, η συχνότητα τους είναι ημερήσια και το συνολικό πλήθος των παρατηρήσεων είναι 1825. Όλα τα δεδομένα είναι σε λογαριθμική μορφή. Παρακάτω παρουσιάζονται τα διαγράμματα των τιμών, των αποδόσεων των δεικτών και των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Το κριτήριο για τις χρονικές υστερήσεις που χρησιμοποιήθηκε ήταν το κριτήριο AIC.



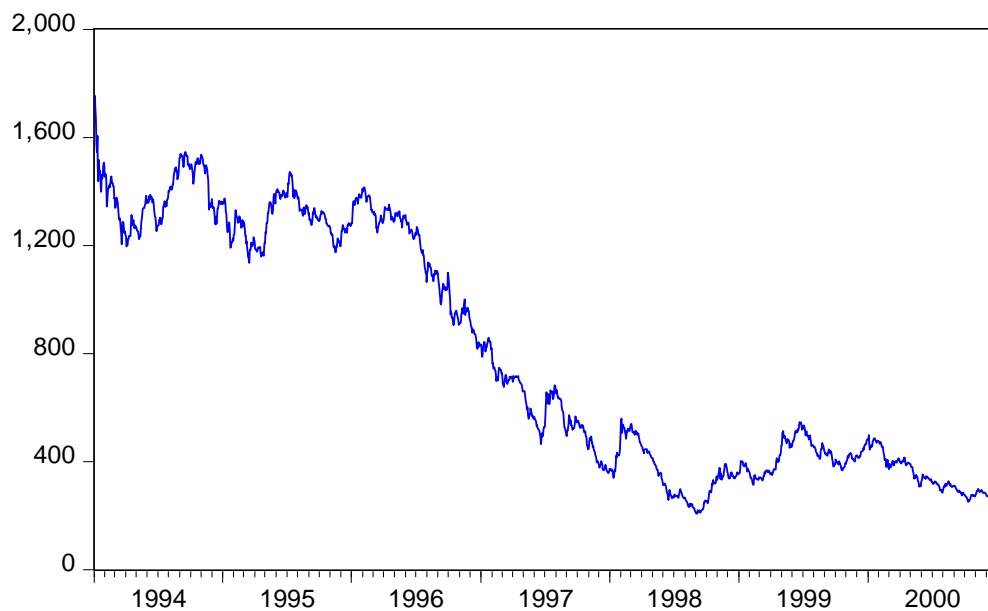
KOSPI PRICE INDEX



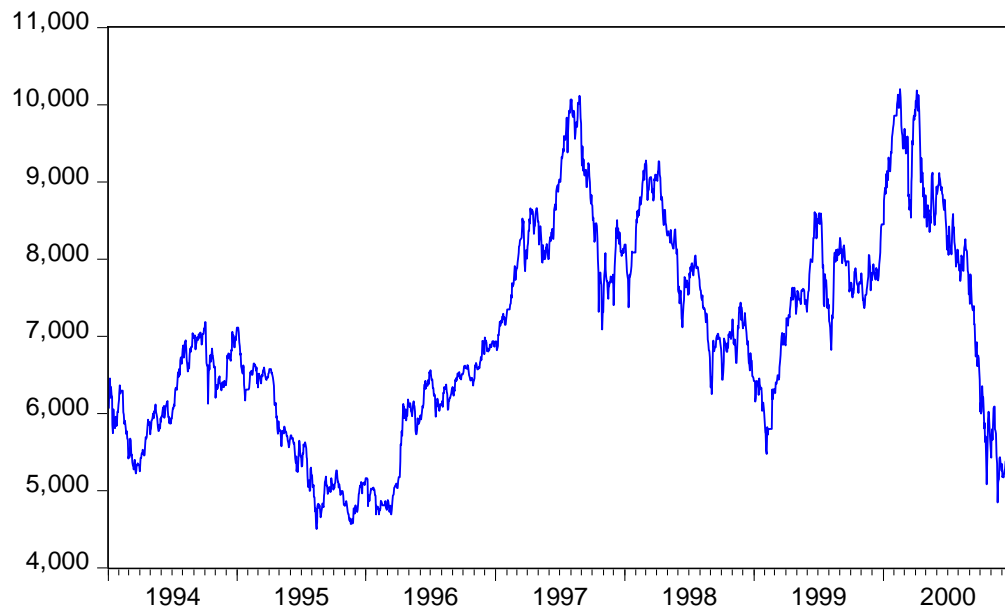
Malaysia KLCI PRICE INDEX



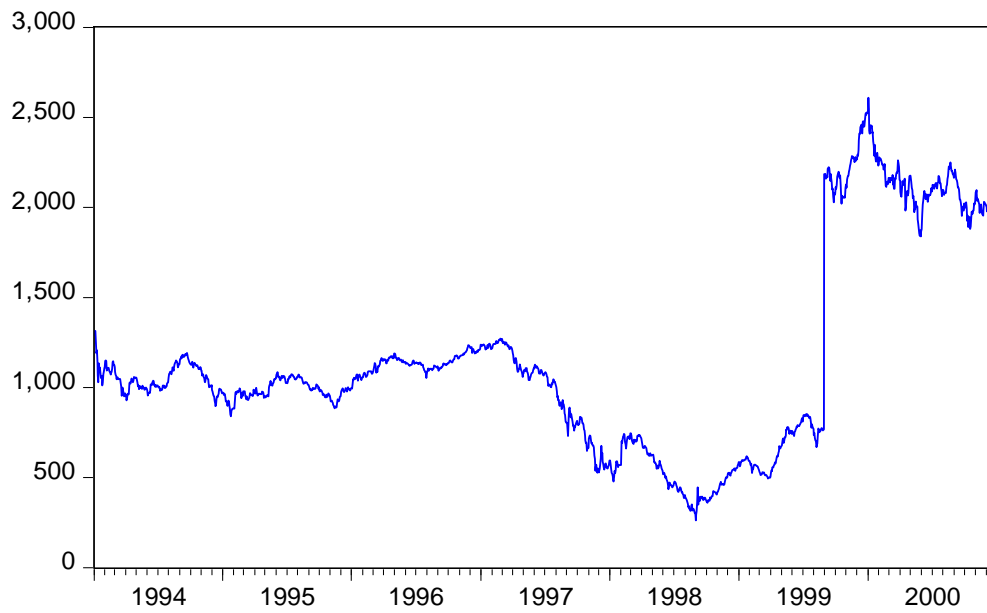
SET PRICE INDEX



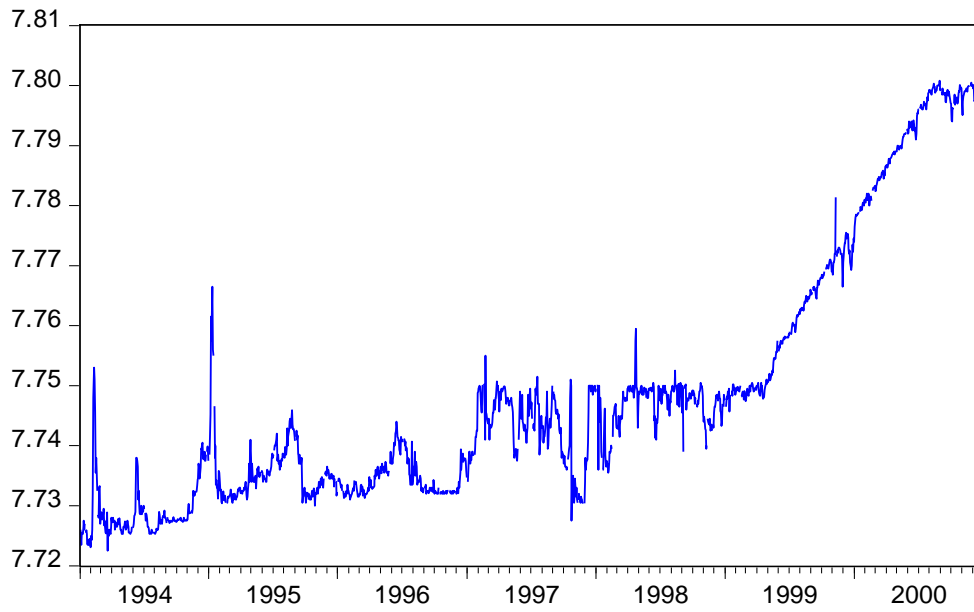
TAIEX PRICE INDEX



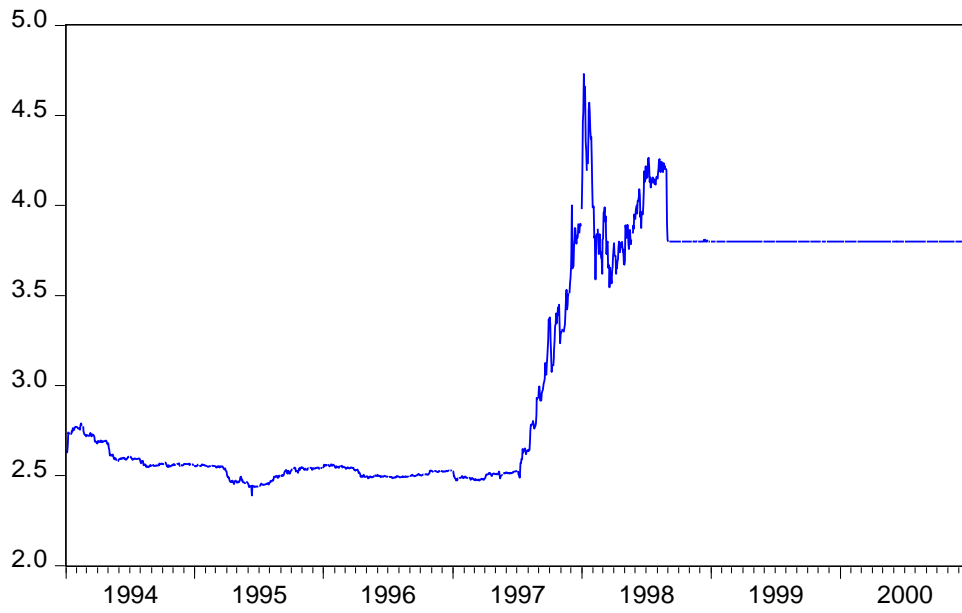
STRAITS PRICE INDEX



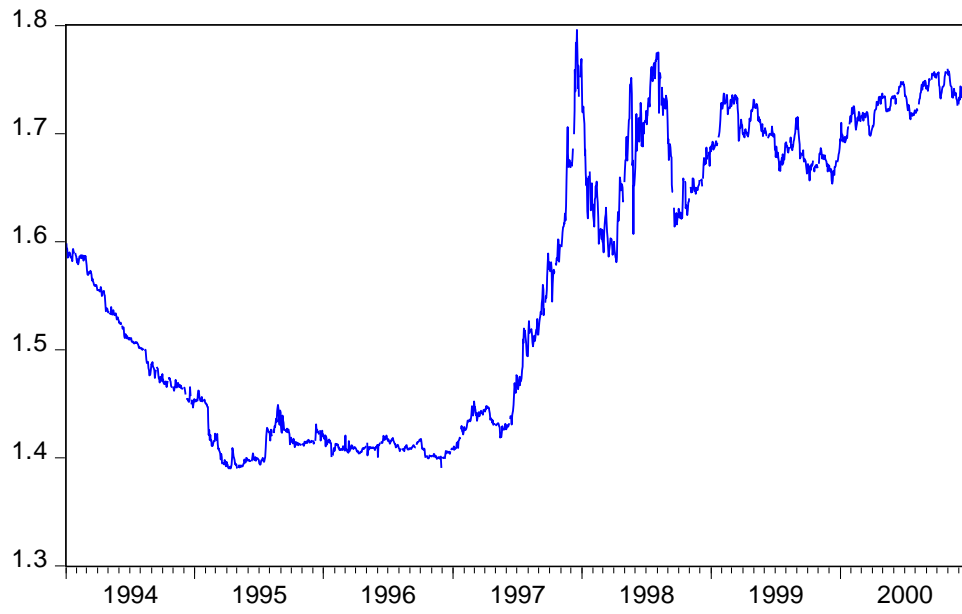
Hong kong/U.S exchange rate



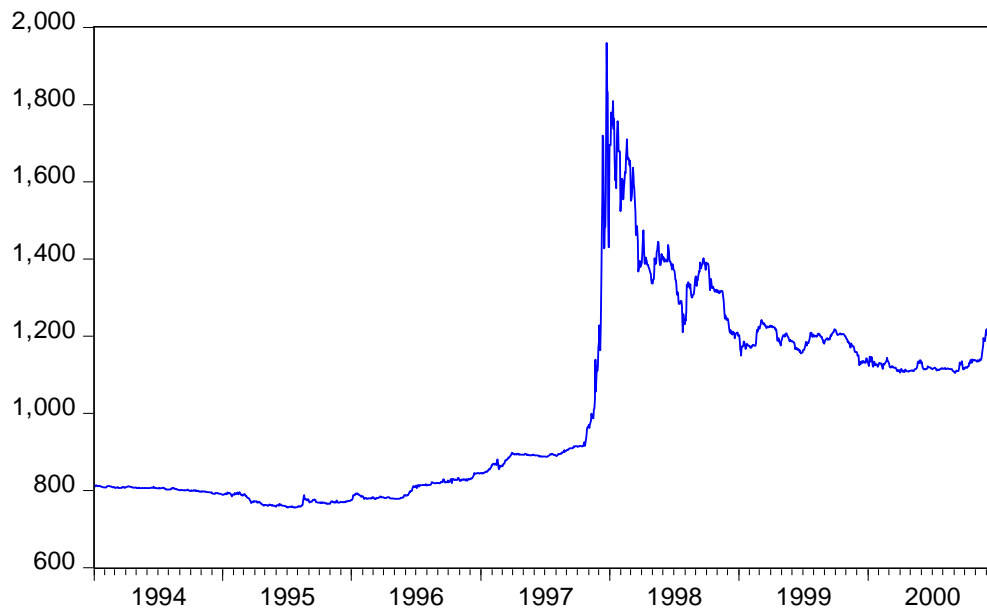
Malaysia/U.S. Exchange Rate



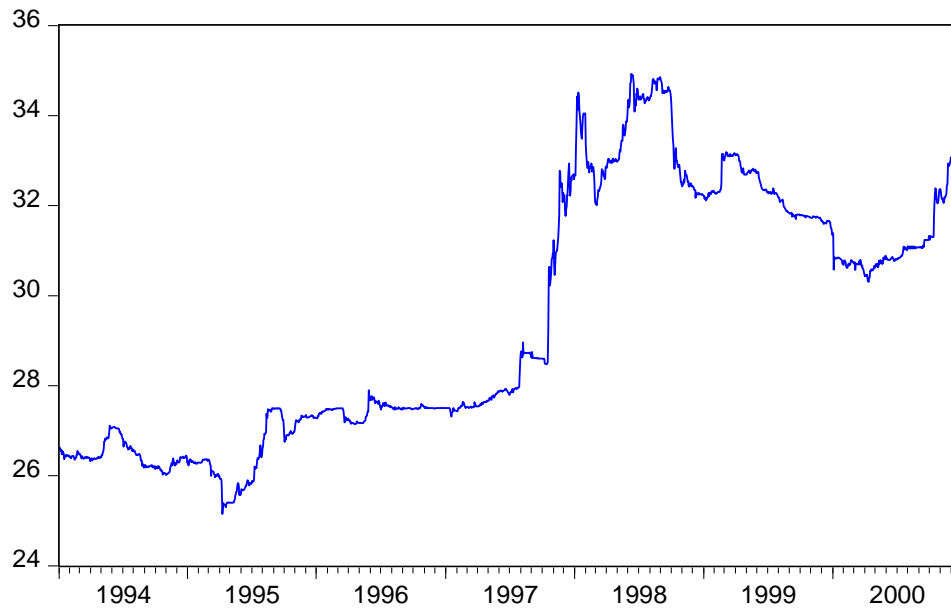
Singapore/U.S. Exchange Rate



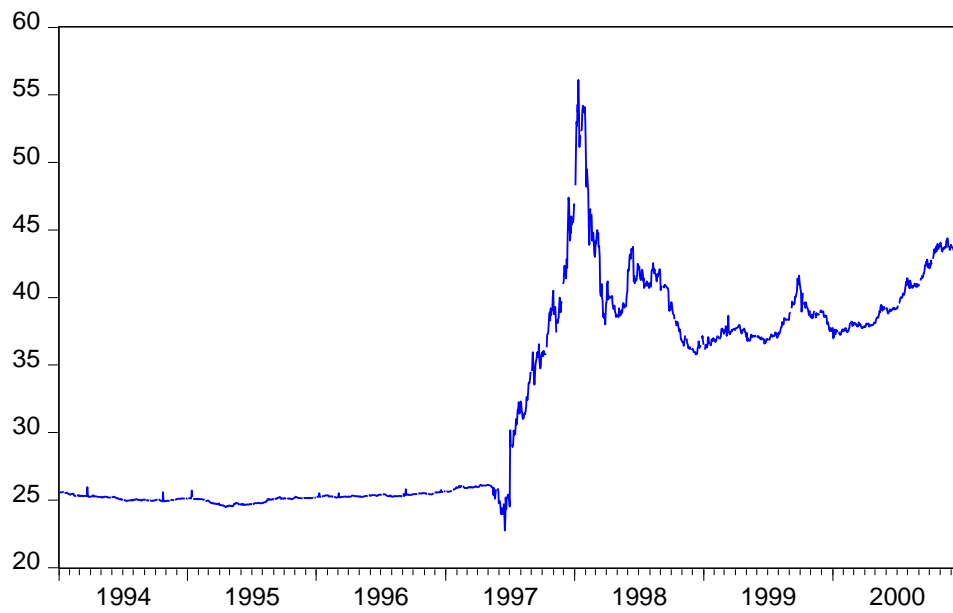
South Korea/ US Exchange rate



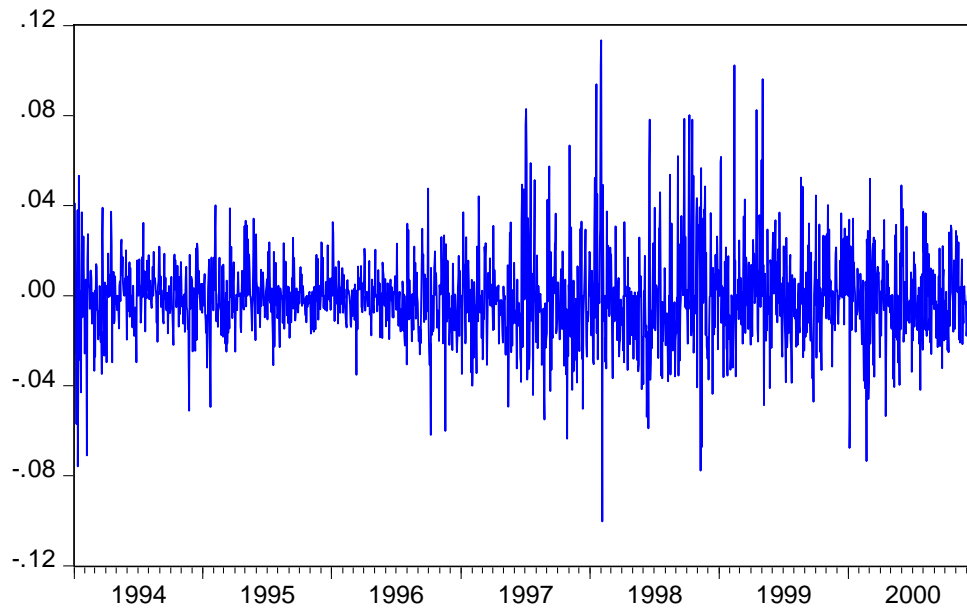
Taiwan/US exchange rate



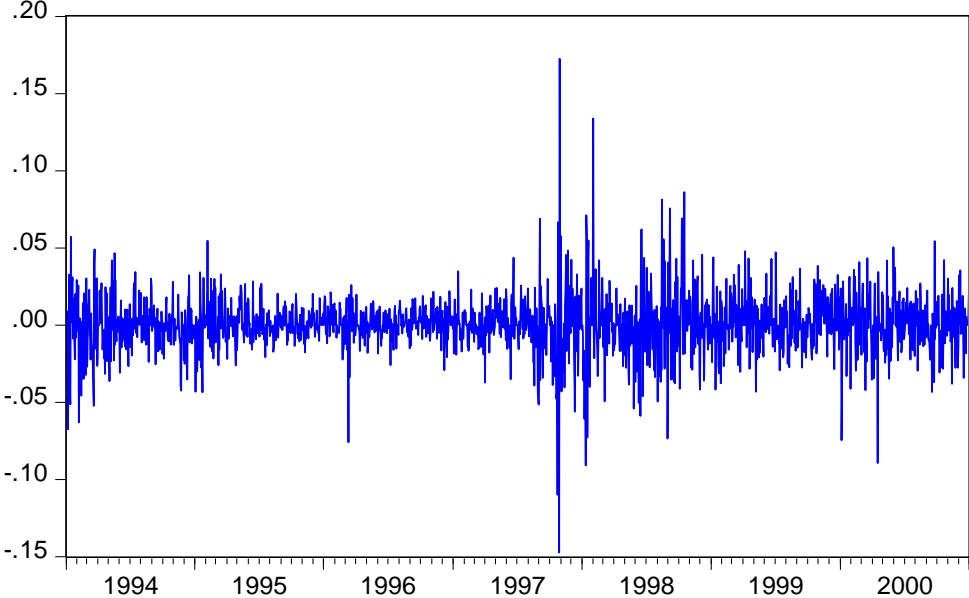
thailand/U.S. exchange rate



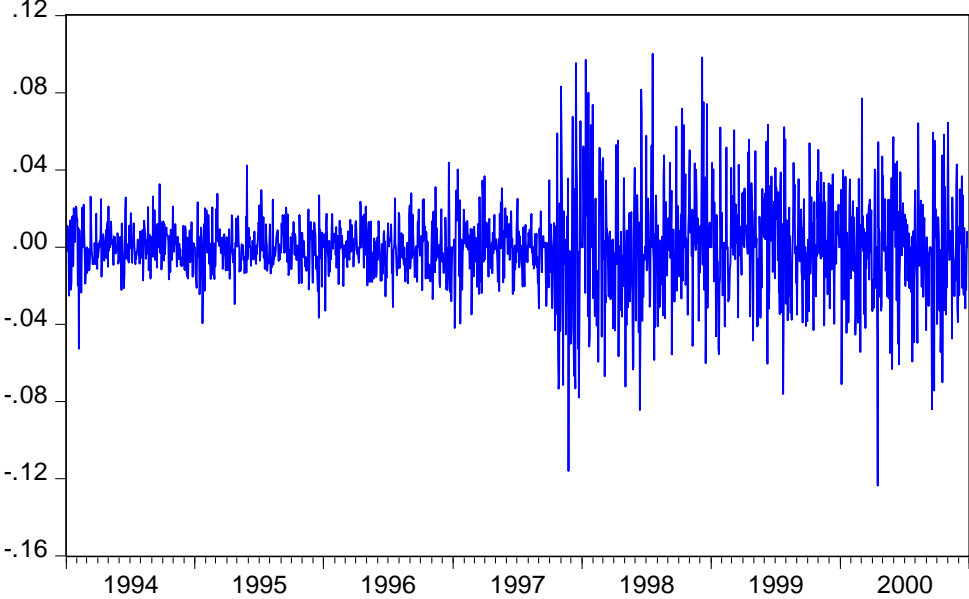
RETURN_SET



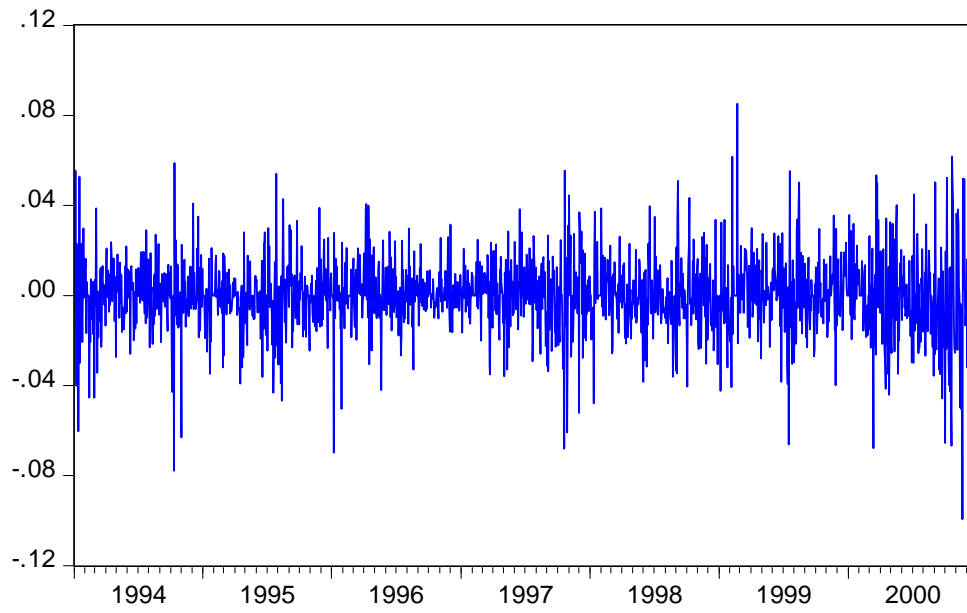
RETURN_HANG_SENG



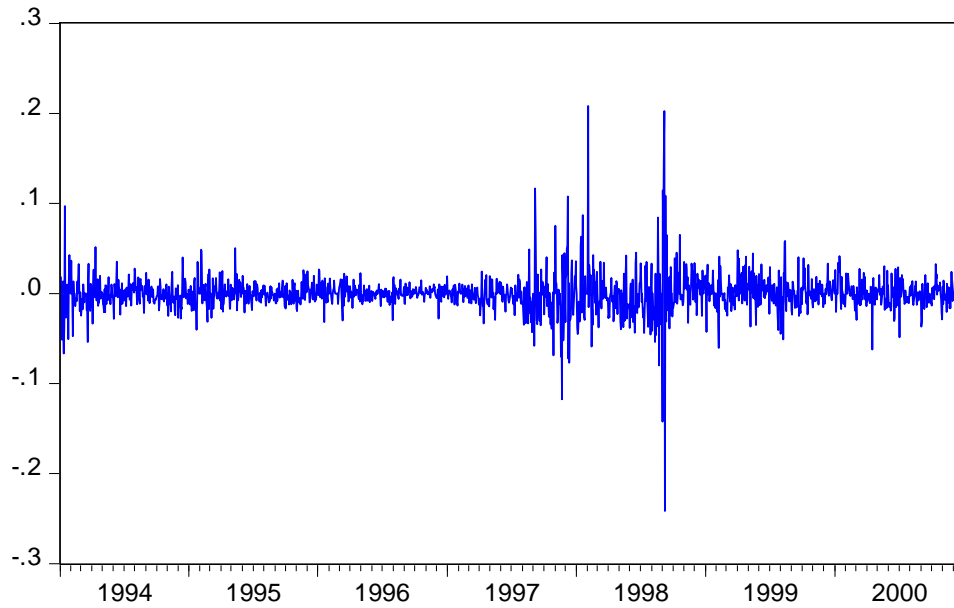
RETURN_KOPSI



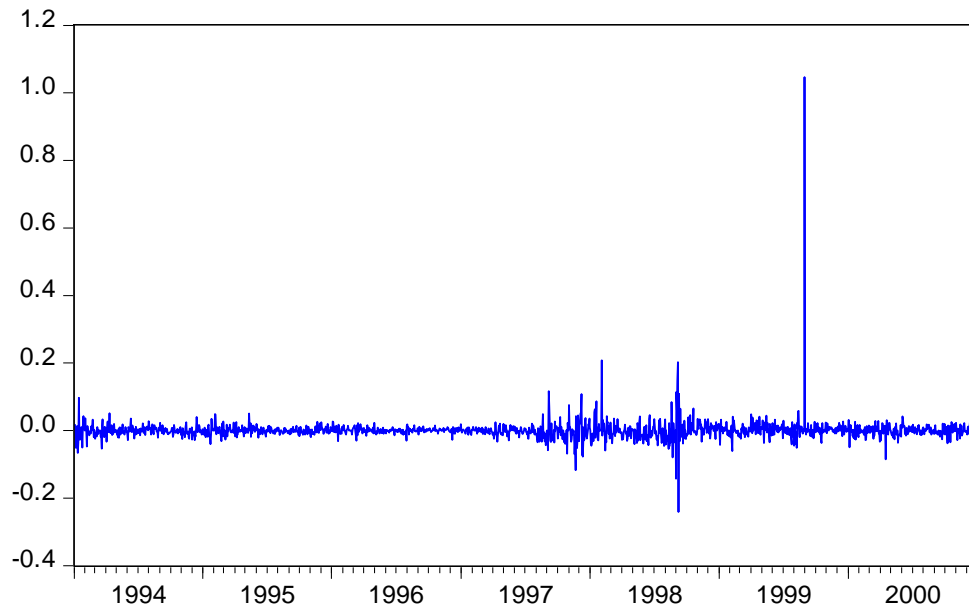
RETURN_TAIWAN_INDEX



RETURN_KLCI



RETURN_STRAITS



3) Οικονομετρικό πλαίσιο

Σύμφωνα με την ευρεία αποδεκτή άποψη τα τεστ για έλεγχο μοναδιαίας ρίζας είναι απαραίτητα πριν κάνουμε οποιαδήποτε ανάλυση κυρίως σε μακροοικονομικές και χρηματοοικονομικές μεταβλητές, η ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στην χρονοσειρά μπορεί να μας οδηγήσει σε εσφαλμένους υπολογισμούς και συμπεράσματα(spurious regression).

Ο έλεγχος για μοναδιαία ριζά στις χρονοσειρές έγινε ευρέως γνωστός από την εργασία των Nelson-Plosser(1982). Σε αυτή την εργασία, που θεωρείτε ως η βάση για να αναπτυχθεί όλη αυτή η βιβλιογραφία από διάφορους μελετητές για το έλεγχο μοναδιαίας ρίζας, οι Nelson-Plosser(1982) κάνουν ένα διαχωρισμό μεταξύ των χρονοσειρών οι οποίες είναι trend stationarity(TS) και different stationarity(DS) δηλαδή ερευνούν αν οι μακροοικονομικές χρονικές σειρές μεταβάλλονται γύρω από μια προσδιοριστική τάση(deterministic trend) ή σαν μη-στάσιμες που δεν έχουν τάση για να «επιστρέψουν» στον προσδιοριστικό «δρόμο» δηλαδή αν αυτή η τάση είναι στοχαστική. Τα μοντέλα TS και DS παρουσιάζονται παρακάτω.

$$Y_t = c + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + u_t \quad u_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (\text{trend stationarity})$$

$$Y_t = c + Y_{t-1} + u_t \quad u_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (\text{difference stationarity})$$

Η διαφορά μεταξύ των δυο τύπων υποδειγμάτων είναι σημαντική καθώς αν μια χρονοσειρά διαφοροποιηθεί ακόμα και αν δεν έχει μοναδιαία ριζά εισάγεται μια ριζά στα κατάλοιπα δηλαδή στον κινητό μέσο ορό MA(1).

Το πιο διαδεδομένο τεστ είναι το Dickey-Fuller αλλά έχει κάποια ελαττώματα καθώς τα κατάλοιπα αυτού το τεστ παρουσιάζεται το πρόβλημα της αυτοσυσχέτισης. Έτσι αναπτύχθηκε ο ADF (Augmented Dickey Fuller) το οποίο παρουσιάζεται παρακάτω.

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + (\rho - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1} \theta_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad u_t \sim iidN(0, \sigma^2)$$

Οπού Δ εννοούμε πρώτες διαφορές, Y_t είναι οποία μακροοικονομική μεταβλητή θέλουμε να εξετάσουμε, t είναι η τάση της μεταβλητής και u_t είναι το σφάλμα (white noise term).

Αν αποδεχτούμε την μηδενική υπόθεση $H_0: \rho = 1$ η χρονοσειρά είναι στάσιμη.

Παρ όλα ταύτα ο ADF έλεγχος έχει και αυτός κάποια ελαττώματα. Ο παραπάνω έλεγχος εμπεριέχει χρονικές υστερήσεις της εξαρτημένης μεταβλητής και όσες περισσότερες υστερήσεις έχουμε, που επιλέγονται βάση κάποιων κριτηρίων(AIC BIC HQ και αλλά) χάνουμε βαθμός ελευθέριας που σημαίνει ότι περιορίζεται ο έλεγχος μας δηλαδή μειώνεται η ισχύ του. Όμως το βασικό ελαττώματα αυτού του τεστ που μας επηρεάζει στην παρούσα εργασία είναι ότι δεν μπορεί να λαβει υπόψη του κάποια σημαντικά οικονομικά γεγονότα(shocks) όπως για παράδειγμα μια μεγάλη υποτίμηση και έτσι μπορεί να οδηγηθούμε σε εσφαλμένα συμπεράσματα.

Οι Phillips and Perron πρότειναν ένα μη παραμετρικό τεστ ελέγχου για μοναδιαία ριζά που δεν βασίζεται σε εισαγωγή των χρονικών υστερήσεων της εξαρτημένης μεταβλητής όπως ο ADF. Οι Phillips-Perron αναπτύσσουν μια γενικευμένη μορφή της διαδικασίας των Dickey-Fuller, όπου δεν είναι απαραίτητες όλες οι υποθέσεις που αναφέρονται στα κατάλοιπα (δηλαδή ότι τα κατάλοιπα είναι λευκός θόρυβος δηλαδή έχουν σταθερή διακύμανση). Η μέθοδος των Phillips-Perron αντιμετωπίζει την πιθανή μη τυχαιότητα των καταλοίπων τροποποιώντας τα στατιστικά κριτήρια της κατανομής t_1 με τη βοήθεια μη παραμετρικών μεθόδων. Οι προτεινόμενοι στατιστικοί έλεγχοι, που συμβολίζονται με $Z(\alpha)$ και $Z(t)$ είναι τροποποιημένες Dickey-Fuller στατιστικές, έτσι ώστε η αυτοσυσχέτιση να μην επηρεάζει την ασυμπτωτική κατανομή τους. Έτσι δείχνει ότι αυτός ο μη παραμετρικός έλεγχος έχει τις ίδιες ιδιότητες με την παραμετρική στατιστική t_1 . Όμως ο έλεγχος των Phillips-Perron έχει ένα μειονέκτημα καθώς πρέπει να έχουμε μεγάλο αριθμό παρατηρήσεων για να εφαρμοστεί γιατί όπως είπαμε πιο πάνω βασίζεται στο ασυμπτωτικό θεώρημα. Οι κριτικές τιμές για τον έλεγχο μοναδιαίας ρίζας παραμένουν ίδιες με αυτές των Dickey-Fuller.

Ο Perron(1989) όμως επισήμανε ότι ο έλεγχος μοναδιαίας ρίζας και το structural break είναι στενά συνδεδεμένα μεταξύ τους και έτσι μπορεί να έχουμε μεροληπτικά αποτελέσματα από τα τεστ για έλεγχο μοναδιαίας ρίζας αν δεν λάβουμε υπόψιν μας τα structural breaks. Έτσι αποφασίζει να εισάγει μια ψευδομεταβλητή για να «πιάσει» το break υποθέτοντας ότι γνωρίζει εκ των προτέρων που έγινε το break. Ο Perron έφτιαξε 3 μοντέλα και τα εφάρμοσε στις χρονοσειρές που είχαν στην εργασία τους οι Nelson και Plosser. Τα μοντέλα του Perron είναι τα παρακάτω

$$\text{Μοντέλο 1: } Y_t = \mu_1 + \beta t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + \varepsilon_t$$

$$\text{Μοντέλο 2: } Y_t = \mu + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + \varepsilon_t$$

$$\text{Μοντέλο 3: } Y_t = \mu + \beta_1 t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + \varepsilon_t$$

Οπού $DT_t^* = t - T_B$ αν $t > T_B$ αλλιώς 0.

Το πρώτο μοντέλο το ονόμασε «crash model» το δεύτερο «changing growth» οπού η διαφορά $\beta_2 - \beta_1$ δείχνει το μέγεθος της αλλαγής που συμβαίνει στην κλίση της τάσης την χρονική στιγμή T_B και το τρίτο μοντέλο είναι ένας συνδυασμός των δυο παραπάνω. Οι Perron-Vogelsang(1992) υπολόγισαν πάλι κριτικές τιμές προσπαθώντας να προσδιορίσουν τα structural breaks. Ο Perron εισήγαγε δυο τύπους για τα structural breaks. Ο ένας είναι ο Additive Outlier (AO) ο οποίος εφαρμόζεται για αλλαγές που συμβαίνουν ξαφνικά ενώ ο Innoational Outlier (IO) για αλλαγές που συμβαίνουν σταδιακά.

Όταν εμφανίστηκε ο έλεγχος του Perron(1889) στο πρώτο του άρθρο «The Great crash, the oil price shocks and the unit root hypothesis» αρκετοί ερευνητές των επέκριναν καθώς προσδιόριζε το break εκ των προτέρων και συγκεκριμένα στην εργασία του την χρονιά 1929 που έγινε η μεγάλη ύφεση. Οι

Agiakloglou and Newbold(1992) στην ερευνά τους που βασίστηκε στα ίδια δεδομένα του Perron έδειξαν ότι το break είναι πιο πιθανόν να συμβεί το 1931 και όχι το 1929 όπως είχε υπόθεση ο Perron εξ αρχής. Αργότερα οι Perron και Vogelsang(1991) ήρθαν να προσθέσουν κάποιες διορθώσεις στην αρχική τους ερευνά και να ορίσουν ενδογενώς το break.

Ακόμη και άλλοι ερευνητές όπως οι Zivot and Andrews επέκριναν την προσέγγιση του Perron καθώς τα breakpoints είναι γνωστά εξ' αρχής δηλαδή τα θεωρεί εξωγενής παράγοντες. Αυτοί προχωρώντας ένα βήμα παρακάτω εισήγαγαν έναν εναλλακτικό τύπο για τον προσδιορισμό των breakpoints όταν αυτά προσδιορίζονται ενδογενώς.

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + (\rho - 1)y_{t-1} + \gamma DU_t(\lambda) + \sum_{i=1} \theta_i \Delta y_{t-i} + u_t$$

όπου $DU_t(\lambda) = 1$ για $t > n\lambda$ αλλιώς $DU_t(\lambda) = 0$. $\lambda =$ Time of break/size of sample και προσδιορίζει την τοποθεσία που είναι γίνεται το structural break, n είναι το μέγεθος του δείγματος.

Οι κριτικές τιμές του για το τεστ Zivot-Andrew είναι διαφορετικές από τις κριτικές τιμές που έχει ο έλεγχος του Perron και αυτό έγκειται στο γεγονός ότι η επιλογή του χρόνου για το structural breaks είναι ενδογενείς δηλαδή προκύπτει ως αποτέλεσμα της παραπάνω διαδικασίας και δεν ορίζεται εξ' αρχής.

Οι Benerjee-Lumsdaine-Stock(1992) έρευνησαν και αυτοί αν οι μακροοικονομικές σειρές που εμφανίζουν break μπορούν να χαρακτηριστούν στάσιμες γυρω από μια «σπασμένη τάση» και όχι μη-στασιμες υποθέτοντας ότι το break date είναι αγνωστο εξ αρχής. Στην έρευνα τους ανέπτυξαν 3 τεστ recursive, rolling και sequential για τον έλεγχο της μοναδιαίας ρίζας.

Lumsdaine and Papell(1997) και αργότερα οι Bai-Perron(1999) επέκτειναν το τεστ του Zivot-Andrews για πολλαπλά structural breaks.

Cointegration

Η ανάλυση της συνολοκλήρωσης είναι βασική για την ανάλυση χρονοσειρών. Αν δυο μη στάσιμες χρονοσειρές συνολοκληρώνονται τότε υπάρχει ένα γραμμικό διάνυσμα μεταξύ των σειρών το οποίο είναι στάσιμο. Η βασική και η πιο διαδεδομένη μέθοδος συνολοκλήρωσης και ειδικά για δυο μεταβλητές είναι η μέθοδος των Engle-Granger(1987) παρ όλα τα πρόβλημα κανονικότητας που έχει, οπύ απορρίπτοντας την μηδενική υπόθεση σημάνει ότι οι χρονοσειρές μας συνολοκληρώνονται. Ένας ακόμα συμβατικός έλεγχος που στηρίζεται στα κατάλοιπα είναι ο έλεγχος των Phillipis-Ouliaris(1990).

Η κλασική two-stage ανάλυση συνολοκλήρωσης που προτάθηκε από τους Engle-Granger έπασχε ακριβώς από το ίδιο πρόβλημα όπως και ο έλεγχος ADF δεν μπορούσε να λαβει υπόψιν του τα structural breaks και έτσι μπορεί να οδηγούμασταν σε παραπλανητικά συμπεράσματα και ερμηνείες.

Έτσι οι Gregory-Hansen(1996) εργάστηκαν στο ίδιο πλαίσιο με αυτόν των Zivot-Andrew και χρησιμοποίησαν μια ψευδομεταβλητή για να μπορέσουν να λάβουν υπόψιν τους το structural break και έπειτα εφάρμοσαν πάλι την two-stage ανάλυση των Engle-Granger ελέγχοντας αν τα κατάλοιπα των παλινδρομήσεων που προκύπτουν μεταξύ δυο μη στάσιμων χρονοσειρών I(1) χρονομέτρων είναι στάσιμα. Τα μοντέλα που προέκυψαν από την ανάλυση των Gregory-Hansen είναι τα παρακάτω

Level shift

$$Y_{1t} = \alpha + \gamma DU_t(\lambda) + \delta y_{2t} + \varepsilon_t$$

Level shift with trend

$$Y_{1t} = \alpha + \beta t + \gamma DU_t(\lambda) + \delta y_{2t} + \varepsilon_t$$

Regime shift

$$Y_{1t} = \alpha + \beta t + \gamma DU_t(\lambda) + \delta y_{2t} + \delta y_{2t} DU_t(\lambda) + \varepsilon_t$$

Το μοντέλο που χρησιμοποιήσαμε στην μας ανάλυση είναι το παρακάτω level shift.

$$Y_{1t} = \alpha + \gamma DU_t(\lambda) + \delta y_{2t} + \varepsilon_{t1}$$

$$Y_{2t} = \alpha + \gamma DU_t(\lambda) + \delta y_{1t} + \varepsilon_{t2}$$

Όπου Y_{1t} και Y_{2t} είναι δυο μη-στάσιμες χρονοσειρές. Οι ψευδομεταβλητές ορίζονται με τον ίδιο τρόπο όπως και στον έλεγχο των Zivot-Andrews.

Το μοναδικό break σε αυτή την μέθοδο προσδιορίζεται ενδογενώς.

Οι Gregory and Hansen κατασκεύασαν 3 στατιστικές

$$Z_{\alpha}^* = \inf_{\tau \in T} Z_{\alpha}(\tau),$$

$$Z_t^* = \inf_{\tau \in T} Z_t(\tau),$$

$$ADF^* = \inf_{\tau \in T} ADF(\tau).$$

Οι κριτικές τιμές προσδιορίστηκαν από την τροποποίηση της διαδικασίας του Mackinnon (1991)

Από τις παραπάνω παλινδρομήσεις αν τα κατάλοιπα που θα προκύψουν είναι στασιμά τότε οι χρονοσειρές συνολοκληρώνονται δηλαδή υπάρχει ένας γραμμικός συνδυασμός μεταξύ τους που είναι στάσιμος επομένως μακροχρόνια θα ισορροπούν. Την στασιμότητα των καταλοίπων την ελέγχω με τον ADF ή PP και τα συγκρίνουμε με τις παραπάνω τιμές που έχουμε υπολογίσει.

Ένας άλλος επίσης γνωστός έλεγχος που προτάσσετε είναι ο έλεγχος Johansen(1988) που χρησιμοποιεί υποδείγματα VAR και τα εκτιμάει με την μέθοδο της μέγιστης πιθανοφαιείς. Υπάρχουν δυο μέθοδοι για τον έλεγχο του Johansen είτε με το trace test είτε με maximum eigenvalue test από τον Johansen-Juselius. Ο έλεγχος του Johansen ωστόσο δεν λαμβάνει υπόψη του τα structural breaks των χρονοσειρών οπότε μπορεί να μας οδηγήσει σε λάθος αποτελέσματα. Το πλεονέκτημα αυτού του ελέγχου σε σχέση με των Engle-Granger είναι ότι μπορεί να συνολοκληρώσει περισσότερες από 2 χρονοσειρές. Οι Johansen-Mosconi-Nielsen (2000) τροποποίησαν την μέθοδο συνολοκλήρωσης ώστε να μπορεί να συνολοκλήρωσης χρονοσειρές με γραμμική προσδιοριστική τάση με γνωστό το σημείο του break.

Όπως αναφέραμε και πιο πάνω το τεστ του Johansen στηρίζεται στην δημιουργία ενός VAR μοντέλου. Έτσι έχουμε

$Y_t = \mu + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t$ όπου Y_t είναι ένα $n \times 1$ διάνυσμα των μεταβλητών που είναι μη-στάσιμες.

Οι παραπάνω σχέση μπορεί να γραφτεί ως εξής

$$\Delta y_t = \mu + \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Οπού Π και Γ δίνονται από τις παρακάτω σχέσεις

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I \quad \text{και} \quad \Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$$

Εάν η μήτρα των συντελεστών Π έχει μειωμένες τάξεις $r < n$ τότε υπάρχουν $n-r$ μήτρες α β οι κάθε μια με r τάξεις οπού δίνουν στασιμά διανύσματα $\Pi = \alpha \beta'$ και $\beta' y_t$, r είναι ο αριθμός των συν ολοκληρωμένων διανυσμάτων, α είναι οι προσαρμοσμένες παράμετροι σε ένα VECM μοντέλο και κάθε στήλη της μήτρας β είναι ένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης. Όπως αναφέραμε και παραπάνω για την εκτίμηση του μοντέλου ο Johansen χρησιμοποιεί την μέθοδο μέγιστης πιθανοφαιείς.

Ο Johansen ακόμα πρότεινε δυο LR τεστ για τον έλεγχο της μειωμένης τάξης της μήτρας Π . Αυτά τα δυο τεστ είναι το trace test και το maximum eigenvalue test

$$J_{\text{trace}} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i)$$

$$J_{\text{max}} = -T \ln(1 - \lambda_{r+1})$$

Οπού T είναι το μέγεθος του δείγματος και λ είναι η μεγαλύτερη κανονική συσχέτιση. Και οι δυο στατιστικές ακολουθούν την χ^2 κατανομή.

Causality

Μετά την ανάλυση συνολοκλήρωσης που κάναμε παραπάνω θα προχωρήσουμε στην αιτιότητα μεταξύ των δυο χρονοσειρών. Ο πιο επικρατέστερος ορισμός που δόθηκε για την έννοια της αιτιότητας ήταν αυτός του Granger στο άρθρο του Granger C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica* 37, 424-439. Ο Granger προκείμενου να θεμελιώσει την αιτιώδη σχέση των μεταβλητών στηρίχτηκε στην προβλεπτική ικανότητα αυτών των μεταβλητών. Έτσι θα λέγαμε ότι με τον όρο αιτιότητα εννοούμε ότι μία μεταβλητή X αιτιάζει κατά Granger μία άλλη Y , αν όλη η πρόσφατη και προηγούμενη πληροφόρηση γύρω από τις τιμές της μεταβλητής αυτής βοηθούν στην καλύτερη πρόβλεψη των τιμών της Y . Έτσι, σύμφωνα με τον ορισμό του Granger, η μεταβλητή X αιτιάζει την Y αν η πρόβλεψη της Y για μία περίοδο στο μέλλον, που προέκυψε με βάση όλη την προηγούμενη πληροφόρηση έχει μικρότερο μέσο σφάλμα τετραγώνου από την πρόβλεψη του Y που γίνεται με βάση όλη την προηγούμενη πληροφόρηση πλην εκείνης που αφορά τη μεταβλητή X .

Επομένως σύμφωνα με τον παραπάνω ορισμό για την ερευνά μας θα χρησιμοποιήσουμε ένα διμεταβλητό VAR μοντέλο για να ελένξουμε την αιτιότητα κατά Granger.

Εδώ βέβαια θα πρέπει να γίνει ένας διαχωρισμός. Αν από την παραπάνω διαδικασία προκύψει ότι οι δυο χρονοσειρές μας δεν συνολοκληρώνονται τότε ο τύπος της αιτιότητας που θα χρησιμοποιήσουμε είναι ένα VAR μοντέλο.

$$\Delta Y_{1t} = \alpha_0 + \sum_{i=1} \alpha_{1i} \Delta Y_{1,t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{2,i} \Delta Y_{2,t-i} + \varepsilon_{1t}$$

$$\Delta Y_{2t} = \beta_0 + \sum_{i=1} \beta_{1i} \Delta Y_{1,t-i} + \sum_{i=1} \beta_{2,i} \Delta Y_{2,t-i} + \varepsilon_{2t}$$

όπου Y_1 και Y_2 είναι οι τιμές των δεικτών και οι συναλλαγματικές ισοτιμίες αντίστοιχα

$$H_0: \alpha_{2,1} = \alpha_{2,2} = \dots = \alpha_{2,k} = 0$$

Αν αποδεχτούμε την H_0 τότε καταλήγουμε στον συμπέρασμα ότι οι συναλλαγματικές ισοτιμίες δεν προκαλούν τις τιμές των δεικτών. Ομοίως εργαζόμαστε και για την δεύτερη μεταβλητή

$$H_0: \beta_{1,1} = \beta_{1,2} = \dots = \beta_{1,k} = 0$$

Αν αποδεχτούμε την H_0 τότε καταλήγουμε στον συμπέρασμα ότι οι τιμές των δεικτών δεν προκαλούν τις συναλλαγματικές ισοτιμίες.

Αν οι δυο χρονοσειρές μας όμως συνολοκληρώνονται τότε σύμφωνα με τους Engle-Granger(1987) μπορούμε να τις εκφράσουμε με ένα υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος δηλαδή ένα Vector Error Correction Model(VECM).

$$\Delta Y_{1t} = \alpha_0 + \sum_{i=1} \alpha_{1i} \Delta Y_{1,t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{2,i} \Delta Y_{2,t-i} + \alpha_{3,i} z_{t-i} + \varepsilon_{1t}$$

$$\Delta Y_{2t} = \beta_0 + \sum_{i=1} \beta_{1i} \Delta Y_{1,t-i} + \sum_{i=1} \beta_{2,i} \Delta Y_{2,t-i} + \beta_{3,i} z_{t-i} + \varepsilon_{2t}$$

Σε ένα τέτοιο υπόδειγμα η αλλαγή της μιας μεταβλητής οφείλεται σε μια βραχυχρόνια επίδραση από την άλλη μεταβλητή και από το σφάλμα της τελευταίας περιόδου της Z_{t-1} η οποία αναπαριστά την μακροχρόνια προσαρμογή σε παρελθοντικές καταστάσεις ανισορροπίας. Ακόμα θα μπορούσαμε να πούμε ότι με τα VECM μπορούμε να ελέγξουμε την βραχυχρόνια αιτιότητα μεταξύ των μεταβλητών και την μακροχρόνια ισορροπία. Εφαρμόζοντας τον έλεγχο για την $H_0: \alpha_{3,i}=0$ και $\alpha_{2,1}=\alpha_{2,2}=\dots=\alpha_{2,k}=0$ και αντίστοιχα $H_0: \beta_{3,i}=0$ και $\beta_{1,1}=\beta_{1,2}=\dots=\beta_{1,k}=0$. Αν οι συντελεστές $\alpha_{3,i}$ και $\beta_{3,i}$ είναι στατιστικά μη-σημαντική τότε δεν υπάρχει μακροχρόνια ισορροπία μεταξύ των τιμών των μέτοχων και των συναλλαγματικών ισοτιμιών.

Έτσι το παραπάνω υπόδειγμα μπορεί να χρησιμοποιηθεί για την ερμηνεία ύπαρξης μακροχρόνιων δεσμών καθώς επίσης και για την μελέτη προσαρμογής μεταξύ δυο αγορών. Επιπλέον μπορεί να χρησιμοποιηθεί και στον έλεγχο της αποτελεσματικότητας μεταξύ δυο αγορών.

Εάν οι συντελεστές $\alpha_{2,i}$ και $\beta_{1,i}$ είναι στατιστικά σημαντικοί τότε οι μεταβολές της μιας αγοράς μπορούν να εξηγηθούν από τις παρελθούσες μεταβολές της άλλης αγοράς(παραβίαση της θεωρίας των αποτελεσματικών αγορών). Ωστόσο ακόμα και αν όλοι οι παραπάνω συντελεστές δεν είναι στατιστικά σημαντικοί αλλά αν $\alpha_{3,i}$ ή $\beta_{3,i}$ είναι στατιστικά σημαντικοί τότε οι χρονοσειρές δεν αιτιάζουν η μια την άλλη αλλά έχουν κοινή τάση μακροχρόνια.

Επίσης ένας ακόμα έλεγχος αιτιότητας παρουσιάστηκε από τον Sims(1972) ο οποίος χρησιμοποίησε leading values της ανεξάρτητης μεταβλητής για να δει κατά ποσό επηρεάζει την εξαρτημένη και υποθέτοντας ότι το μέλλον δεν μπορεί να επηρεάσει το παρόν και το παρελθόν. Έτσι προκύπτει το παρακάτω μοντέλο

$$\Delta Y_{1t} = \alpha_0 + \sum_{i=1} \alpha_{1i} \Delta Y_{1,t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{2,i} \Delta Y_{2,t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{3,i} \Delta Y_{2,t+i} + \varepsilon_{1t}$$

Και ελέγχουμε την υπόθεση αν όλοι οι συντελεστές $\alpha_{3,j}$ είναι ίσοι με το μηδέν έναντι της ανάλλακτης ότι τουλάχιστον ένας είναι διάφορος του μηδενός. Αν απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση τότε μπορούμε να πούμε ότι η Y_1 αιτιάζει την Y_2 γιατί συμπεραίνουμε ότι η παρελθούσες και οι τρέχουσες τιμές της Y_1 συμβάλλουν στην διαμόρφωση μελλοντικών τιμών της Y_2 . Παρ' όλα ταύτα αν απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση δεν μπορούμε να πούμε ότι οι μελλοντικές τιμές της Y_2 επηρεάζουν τις τρέχουσες και παρελθούσες τιμές της Y_1 γιατί όπως αναφέραμε και παραπάνω ο έλεγχος υποθέτει ότι το μέλλον δεν επηρεάζει το παρόν.

4) Αποτελέσματα

Exchange rates	ADF		PP		Perron(AO)	
	t-stat	p-values	t-stat	p-values	t-stat	p-values
LN_THAI_EX_RATE	-0.753893	(0.8305)	-0.840816	(0.8067)	-9.770528	(0.0001)
D(LN_THAI_EX_RATE)	-3.051225	(0.0310)	-43.19043	(0.0001)	-44.00325	(0.0001)
LN_MALAYSIA_EX_RATE	-0.262639	(0.9275)	-0.761957	(0.8288)	-6.760287	(0.0001)
D(LN_MALAYSIA_EX_RATE)	-4.043397	(0.0013)	-39.14909	(0.0000)	-41.00325	(0.0001)
LN_HONG_KONG_EX_RATE	0.390577	(0.9826)	0.080960	(0.9643)	-3.993985	(0.1583)
D(LN_HONG_KONG_EX_RATE)	-16.35418	(0.0000)	-51.47033	(0.0001)	-48.21921	(0.0001)
LN_SINGAPORE_EX_RATE	0.845685	(0.9947)	-0.568109	(0.8750)	-4.570419	(0.0358)
D(LN_SINGAPORE_EX_RATE)	-4.326085	(0.0004)	-43.84042	(0.0001)	-45.24166	(0.0001)
LN_SOUTH_KOREA_EX_RATE	-1.338275	(0.6136)	-1.187313	(0.6821)	-4.472465	(0.0466)
D(LN_SOUTH_KOREA_EX_RATE)	-5.860471	(0.0000)	-35.31873	(0.0000)	-35.24298	(0.0001)
LN_TAIWAN_EX_RATE	-1.026225	(0.7459)	-0.588050	(0.8708)	-4.242944	(0.0869)
D(LN_TAIWAN_EX_RATE)	-6.928547	(0.0000)	-34.84768	(0.0000)	-34.99160	(0.0001)

Stock prices	ADF		PP		Perron(AO)	
	t-stat	p-values	t-stat	p-values	t-stat	p-values
LN_SET_INDEX	0.8225	(0.8225)	-0.806558	(0.8166)	-3.116971	(0.6166)
D(LN_THAI_EX_RATE)	-9.531926	(0.0000)	-37.70468	(0.0000)	-37.81224	(0.0000)
LN_KLCI_INDEX	-1.509350	(0.5289)	-1.660433	(0.4513)	-2.915366	(0.7314)
D(LN_KLCI_INDEX)	-10.08038	(0.0000)	-41.37454	(0.0000)	-41.85772	(0.0001)
LN_HANG_SENG_INDEX	-1.627717	(0.4681)	-1.613396	(0.4755)	-3.118856	(0.6155)
D(LN_HANG_SENG_INDEX)	-21.08623	(0.0000)	-41.93702	(0.0000)	-42.24191	(0.0001)
LN_STRAITS_INDEX	-1.154210	(0.6960)	-1.181732	(0.6845)	-3.734536	(0.2652)
D(LN_STRAITS_INDEX)	-42.22174	(0.0000)	-42.22155	(0.0000)	-43.23613	(0.0001)
LN_KOPSI_INDEX	-1.199254	(0.6769)	-1.302635	(0.6304)	-1.936406	(0.9855)
D(LN_KOPSI_INDEX)	-20.82249	(0.0000)	-38.80317	(0.0000)	-3898825	(0.0001)
LN_TAIEX_INDEX	-1.641296	(0.4612)	-1.425910	(0.5709)	-2.426378	(0.9205)
D(LN_TAIEX_INDEX)	-10.44823	(0.0000)	-42.81060	(0.0000)	-42.98538	(0.0001)

Zivot-Andrews unit root test

	Thailand	Malaysia	Hong Kong	Singapore	South Korea	Taiwan
Exchange rate	-9.687835 (0.0000)	-4.350526 (0.0000)	-2.114760 (0.0350)	-2.474176 (0.0137)	-4.564556 (0.0000)	-4.195939 (0.0000)
Stock Prices	-3.593993 (0.0003)	-3.452009 (0.0006)	-4.649475 (0.0000)	-4.971721 (0.0000)	-4.220083 (0.0000)	-2.217203 (0.0267)

Το μοντέλο που εφαρμόστηκε για τα παραπάνω αποτελέσματα είναι $\Delta Y_t = \alpha + \beta t + (\rho - 1)y_{t-1} + \gamma DU_t(\lambda) + \sum_{i=1} \theta_i \Delta y_{t-i} + u_t$.

Engle-Granger and Johansen cointegration

	Engle-Granger		Johansen			
	z-statistic	Prob.*	Trace Statistic	Prob.	Max-Eigen Statistic	Prob.
LN_SET_INDEX	-27.27988	(0.0118)	30.42126	(0.0002)	30.15537	(0.0001)
LN_THAI_EX_RATE	-33.63979	(0.0029)				
LN_KLCI_INDEX	-0.283174	(0.9832)	6.432238	(0.6444)	5.822984	(0.6360)
LN_MALAYSIA_EX_RATE	-1.472185	(0.9523)				
LN_HONG_KONG_EX_RATE	-16.68828	(0.1079)	6.735094	(0.3523)	6.232042	(0.3240)
LN_HANG_SENG_INDEX	-8.452175	(0.4637)				
LN_SINGAPORE_EX_RATE	0.602802	(0.9982)	1.510222	(1.0000)	1.330351	(1.0000)
LN_STRAITS_INDEX	-1.118240	(0.9867)				
LN_SOUTH_KOREA_EX_RATE	-7.188097	(0.5574)	12.85029	(0.1204)	11.21444	(0.1438)
LN_KOPSI_INDEX	-12.90323	(0.2204)				
LN_TAIWAN_EX_RATE	-8.490441	(0.4613)	3.011475	(0.8462)	2.916965	(0.8004)
LN_TAIEX_INDEX	-3.692625	(0.8319)				

Engle-Granger H_0 : Series are not cointegrated

Johansen H_0 : No cointegration vector

Gregory Hansen cointegration test

έλεγχος κατάλοιπων με το τεστ ADF

	Thailand	Malaysia	Hong Kong	South Korea	Singapore	Taiwan
Exchange rate on Stock prices	-14.00340*	-22.99722*	-39.61600*	-6.226986*	-26.66758*	-42.74547*
Stock prices on Exchange rate	-7.403078*	-38.97921*	-18.81218*	-6.147908*	-9.078566*	-10.44275*

έλεγχος κατάλοιπων με το τεστ PP

	Thailand	Malaysia	Hong Kong	South Korea	Singapore	Taiwan
Exchange rate on Stock prices	-40.65446*	-39.61409*	-39.73450*	-42.55969*	-39.59137*	-42.74567*
Stock prices on Exchange rate	-40.38616*	-39.03257*	-39.65412*	-42.67241*	-39.48932*	-42.85299*

Τροποποιημένες κριτικές τιμές των Gregory-Hansen(Exchange rate on stock prices)

	Thailand	Malaysia	Hong Kong	South Korea	Singapore	Taiwan
ADF*	-7.517599	-7.817152	-4.677713	-5.629720	-5.608185	-3.665916
Z_t^*	-20.85968	-19.60863	-16.97924	-5.035654	-31.53852	-3.593743
Z_a^*	-119.9708	-161.0002	-115.7745	-50.16155	-114.8782	-25.98390

Τροποποιημένες κριτικές τιμές των Gregory-Hansen(Stock prices on Exchange rate)

	Thailand	Malaysia	Hong Kong	South Korea	Singapore	Taiwan
ADF*	-4.868706	-3.735712	-3.798386	-3.989624	-5.550217	-2.535718
Z_t^*	-17.18853	-16.22025	-14.15200	-3.400881	-23.94632	-2.288408
Z_a^*	-97.68606	-106.6753	-94.26593	-23.22832	-135.5797	-14.44841

Causality

Thailand	Regime 1(1/03/1994 εως 7/01/1997)		Regime 2(7/02/1997 έως 12/29/2000)	
	F-stat	P-values	F-stat	P-values
ETHAI ->STHAI	1.99794	(0.0017)	2.74944	(0.0274)
STHAI ->ETHAI	1.48248	(0.0525)	2.86650	(0.0225)
Malaysia	Regime 1(1/03/1994 εως 8/04/1997)		Regime 2(8/05/1997 έως 12/29/2000)	
	F-stat	P-values	F-stat	P-values
EMAL ->SMAL	1.90253	(0.1082)	4.07537	(0.0000)
SMAL ->EMAL	4.07253	(0.0028)	3.14558	(0.0003)
South Korea	Regime 1(1/03/1994 εως 10/23/1997)		Regime 2(10/24/1997 έως 12/29/2000)	
	F-stat	P-values	F-stat	P-values
EKOR ->SKOR	0.80031	(0.5495)	2.69257	(0.0002)
SKOR ->EKOR	2.92050	(0.0126)	1.46631	(0.0948)
Taiwan	Regime 1(1/03/1994 εως 10/16/1997)		Regime 2(10/17/1997 έως 12/29/2000)	
	F-stat	P-values	F-stat	P-values
ETWN ->STWN	0.20665	(0.8133)	6.62192	(0.0014)
STWN ->ETWN	0.29822	(0.7422)	1.35416	(0.2587)
Singapore	Regime 1(1/03/1994 εως 6/13/1997)		Regime 2(6/16/1997 έως 12/29/2000)	
	F-stat	P-values	F-stat	P-values
ESIN ->SSIN	1.51136	(0.2193)	0.10941	(0.9954)
SSIN -> ESIN	6.74727	(0.0096)	0.10941	(0.3018)
Hong Kong	Regime 1(1/03/1994 εως 9/06/1999)		Regime 2(9/07/1999) έως 12/29/2000)	
	F-stat	P-values	F-stat	P-values
EHK ->SHK	3.86766	(0.0002)	5.15572	(0.0018)
SHK ->EHK	2.17248	(0.0273)	0.12655	(0.9443)

Το Ε δηλώνει την συναλλαγματική ισοτιμία ενώ το S τιμές μέτοχων. Το σύμβολο -> είναι συμβολίζει τη μηδενική υπόθεση όπου H_0 δεν υπάρχει αιτιότητα μεταξύ των δυο μεταβλητών.

Impulse response analysis

Προ κρίσης περίοδος

Αντίδραση συναλ/κων ισοτιμιών σε μια μονάδα σοκ των τιμών των μέτοχων.						
Περίοδοι	ETHAI	EMAL	EKOR	ETWN	ESIN	EHK
1	0.000240	-6.75E-05	-0.000296	-0.000216	0.000000	2.73E-06
2	0.000255	-0.000252	-0.000289	-0.000231	-0.000206	1.96E-06
3	-0.000245	-0.000320	-0.000212	-0.000187	-0.000212	-4.95E-06
4	-0.000240	-0.000225	-0.000446	-0.000188	-0.000193	-1.37E-05
5	9.69E-05	-0.000553	-0.000422	-0.000185	-0.000201	-3.68E-07
6	0.000132	-0.000599	-0.000437	-0.000185	-0.000210	5.07E-06
7	-0.000120	-0.000581	-0.000451	-0.000184	-0.000217	1.89E-05
8	-2.09E-05	-0.000575	-0.000491	-0.000184	-0.000224	5.12E-06
9	4.20E-05	-0.000600	-0.000530	-0.000183	-0.000231	4.06E-06
10	-9.55E-05	-0.000596	-0.000557	-0.000182	-0.000237	-5.77E-06

Αντίδραση τιμών μετόχων σε μια μονάδα σοκ των συναλ/κων ισοτιμιών						
Περίοδοι	STHAI	SMAL	SKOR	STWN	SSIN	SHK
1	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000389	0.000000
2	2.10E-05	0.000360	0.000107	-0.000288	0.000725	-0.000443
3	0.000909	-3.34E-05	0.000293	-0.000345	0.000236	-0.001769
4	0.001513	-0.000873	0.000793	-0.000286	9.37E-05	-0.002670
5	0.001484	-0.001405	0.000323	-0.000220	5.97E-05	-0.002096
6	0.002685	-0.001430	0.000231	-0.000149	-2.08E-05	-0.001769
7	0.003032	-0.001502	0.000238	-7.87E-05	-0.000109	-0.002562
8	0.002784	-0.001614	0.000288	-8.56E-06	-0.000192	-0.003697
9	0.002274	-0.001686	0.000284	6.13E-05	-0.000272	-0.003238
10	0.002713	-0.001721	0.000231	0.000131	-0.000352	-0.002793

Μετά κρίσης περιόδος

Αντίδραση συναλ/κων ισοτιμιών σε μια μονάδα σοκ των τιμών των μετόχων.						
Περίοδοι	ETHAI	EMAL	EKOR	ETWN	ESIN	EHK
1	-0.002623	0.000531	-0.003835	-0.000553	0.000000	1.39E-05
2	-0.003819	0.000143	-0.004465	-0.000852	-0.000273	1.49E-05
3	-0.004109	0.000758	-0.004030	-0.000874	6.94E-05	1.08E-05
4	-0.004333	-0.000975	-0.003312	-0.000882	8.10E-05	1.11E-05
5	-0.004256	-0.000882	-0.003196	-0.000895	-3.36E-05	1.02E-05
6	-0.004237	0.000414	-0.003415	-0.000912	-0.000361	9.12E-06
7	-0.004201	-0.000524	-0.002955	-0.000928	-0.000432	8.04E-06
8	-0.004205	-0.001481	-0.004586	-0.000944	-0.000359	7.03E-06
9	-0.004195	-0.001266	-0.005499	-0.000960	-0.000381	6.04E-06
10	-0.004180	-0.001407	-0.007492	-0.000976	-0.000340	5.06E-06

Αντίδραση τιμών μετόχων σε μια μονάδα σοκ των συναλ/κων ισοτιμιών						
Περίοδοι	STHAI	SMAL	SKOR	STWN	SSIN	SHK
1	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	-0.000476	0.000000
2	-0.000418	0.000533	-0.001775	-0.002293	-0.001157	-0.001643
3	-0.000887	-0.002741	-0.003999	-0.002247	-0.001362	-0.005228
4	0.000952	-0.007733	-0.001861	-0.002173	-0.001185	-0.008546
5	-0.000617	-0.007110	-0.000292	-0.002109	-0.002087	-0.008305
6	-0.000841	-0.005744	0.001299	-0.002075	-0.001402	-0.008176
7	-0.000840	-0.006267	0.000985	-0.002041	-0.000787	-0.008175
8	-0.000480	-0.005409	0.002997	-0.002007	-0.000515	-0.008206
9	-0.000355	-0.004402	0.001976	-0.001973	-0.000276	-0.008216
10	-0.000279	-0.004731	0.001145	-0.001939	-0.000300	-0.008221

Οι περίοδοι έχουν την ίδια συχνότητα με τα δεδομένα μας δηλαδή είναι μέρες. Για να ισχύουν οι παραπάνω πίνακες της IRF θα πρέπει τα σφάλματα να είναι ασυσχέτιστα.

Παραπάνω έχουμε δίνονται οι πίνακες με όλα τα αποτελέσματα της εργασίας. Για τον έλεγχο μοναδιαίας ρίζας έχουμε αποτελέσματα από τα τεστ των ADF, PP, Perron, Zivot-Andrews. Όπως φαίνεται και στον πρώτο και δεύτερο πίνακα τα τεστ ADF και PP συμφωνούν απολυτά μεταξύ τους για τις συναλλαγματικές ισοτιμίες όσο και για τις τιμές των δεικτών του χρηματιστηρίου. Τα δυο αυτά τεστ μας δείχνουν ότι σε επίπεδα οι χρονοσειρές μας είναι μη-στάσιμες ενώ είναι στάσιμες σε πρώτες διαφορές. Το τεστ του Perron που εφαρμόστηκε ήταν για το ΑΟ που το χρησιμοποιούμε για ξαφνικά σοκ. Εδώ θα πρέπει να τονίσουμε ότι χρησιμοποιήθηκε το νέο τεστ του Perron(1992) το οποίο δεν θεωρεί το break εξ αρχής γνωστό αλλά το θεωρεί ενδογενές. Το τεστ του Perron συμφωνεί με τα δυο παραπάνω τεστ ότι δηλαδή τα επίπεδα των χρονοσειρών είναι μη-στασιμά ενώ οι πρώτες διαφορές είναι στάσιμες εκτός από τις συναλλαγματικές ισοτιμίες της Ταϊλάνδης, της Μαλαισίας, της Σιγκαπούρης και της Νοτιάς Κορέας όπου τα αποτελέσματα δείχνουν στασιμότητα σε επίπεδα. Το τεστ των Zivot-Andrews που εφαρμόστηκε απορρίπτει την μηδενική υπόθεση για την υπάρξει μοναδιαίας ρίζας με structural break για όλες τις χρονοσειρές.

Οι μέθοδοι συνολοκλήρωσης που χρησιμοποιήσαμε ήταν οι κλασική two-stage ανάλυση των Engle-Granger που στηρίζεται στον έλεγχο των κατάλοιπων παρ όλα τα προβλήματα που έχει αυτό το τεστ και επίσης εφαρμόσαμε και τον έλεγχο Johansen. Ακόμα ένα άλλο τεστ που προτάθηκε για την συνολοκλήρωση των χρονοσειρών με break των Gregory-Hansen εφαρμόστηκε το οποίο μας έδωσε αρκετά διαφοροποιημένα αποτελέσματα από τα αλλά δυο παραπάνω τεστ. Τα τεστ των Engle-Granger και Johansen συμφωνούν απολυτά μεταξύ τους για όλες τις χρονοσειρές και βρίσκουν μόνο συνολοκλήρωση μεταξύ της συναλλαγματικής ισοτιμίας της Ταϊλάνδης και των δεικτών χρηματιστηρίου. Για τις άλλες μεταβλητές οι έλεγχοι δεν βρίσκουν σχέση συνολοκλήρωσης. Μια εξήγηση που μπορεί να δοθεί είναι για την μη εύρεση συνολοκλήρωσης μπορεί να είναι η ημερήσια συχνότητα των δεδομένων μας καθώς έχουν πολύ «θόρυβο» ενώ μπορεί σε μηνιαία δεδομένα να πάρουμε διαφοροποιημένα αποτελέσματα. Όπως αναφέραμε οι δυο παραπάνω έλεγχοι δεν προβλήματα όπου αντιμετωπίζουν αυτά τα τεστ σε σχέση με τις χρονοσειρές που έχουν break είναι αρκετά γ' αυτό χρησιμοποιήσαμε ένα πιο προχωρημένο έλεγχο των Gregory-Hansen. Οι κριτικές τιμές όμως που κάνουμε τους ελέγχους για την στασιμότητα των κατάλοιπων είναι οι τροποποιημένες στατιστικές που δίνονται παραπάνω. Σε όλες τις περιπτώσεις στον έλεγχο των Gregory-Hansen απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση ότι τα κατάλοιπα έχουν μοναδιαία ριζά επομένως είναι στασιμά. Οπότε με τον έλεγχο των Gregory-Hansen οι συναλλαγματικές ισοτιμίες με τους δείκτες χρηματιστηρίου συνολοκληρώνονται για όλες τις χώρες ξεχωριστά.

Βάση των παραπάνω αποτελεσμάτων από την συνολοκλήρωση αποφάσισα για τον έλεγχο αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών να χρησιμοποιήσω VECM για όλες τις χώρες. Εδώ θα πρέπει να τονίσουμε ότι τα γραμμικά VECM δεν θα μπορέσουν να μας δώσουν αμερόληπτα αποτελέσματα αν δεν κάνουμε έναν διαχωρισμό των παρατηρήσεων μας σε δυο καταστάσεις (regimes) προ κρίσης και μετά κρίσης. Αυτός ο διαχωρισμός δεν γίνεται φυσικά αυθαίρετα αλλά χρησιμοποιούμε τα break dates που μας δίνετε από τον έλεγχο Zivot-Andrews(1992) τα οποία είναι ίδια με αυτό στον έλεγχο του Perron(1992). Στον παραπάνω πίνακα για την αιτιότητα δίνονται ακριβώς οι ημερομηνίες για κάθε χώρα.

Για την Ταϊλανδή προ κρίση(regime 1) βλέπουμε ότι οι συναλλαγματική ισοτιμίες αιτιάζει τις τιμές των μέτοχων ενώ από την άλλη τα αποτελέσματα είναι αρκετά οριακά για τον αν οι τιμές των μέτοχων αιτιάζουν την συναλλαγματική ισοτιμία. Μετά την κρίση(regime 2) και το break βλέπουμε μια αμφίδρομη σχέση αιτιότητας μεταξύ της συναλλαγματικής ισοτιμίας και των τιμών των μέτοχων.

Στην Μαλαισία στην προ κρίση περίοδο η συναλλαγματική ισοτιμίας δεν αιτιάζει τις τιμές των μέτοχων σε αντίθεση με τις τιμές των μέτοχων που αιτιάζουν την συναλλαγματική ισοτιμία. Στην μετά κρίση περίοδο βλέπουμε μια έντονη αμφίδρομη σχέση αιτιότητας μεταξύ της συναλλαγματικής ισοτιμίας και των τιμών των μέτοχων.

Στην Νοτιά Κορέα στην προ κρίση περίοδο πάλι η συναλλαγματική ισοτιμία δεν αιτιάζει τις τιμές των μέτοχων σε αντίθεση πάλι με τις τιμές των μέτοχων που αιτιάζουν την συναλλαγματική ισοτιμία. Στην μετά κρίση περίοδο έχουμε μια αντίθεσή σχέση δηλαδή η συναλλαγματική ισοτιμία αιτιάζει τις τιμές των μέτοχων ενώ οι τιμές των μέτοχων τώρα δεν αιτιάζουν την συναλλαγματική ισοτιμία.

Για την Ταϊβάν στην προ κρίση περίοδο βλέπουμε ότι δεν υπάρχει σχέση αιτιότητας μεταξύ της συναλλαγματικής ισοτιμίας και των τιμών των μέτοχων. Στην μετά κρίση περίοδο η συναλλαγματική ισοτιμία αιτιάζει τις τιμές των μέτοχων ενώ δεν έχουμε σχέση αιτιότητας από τις τιμές των μέτοχων στην συναλλαγματική ισοτιμία.

Για την Σιγκαπούρη στην προ κρίση περίοδο η συναλλαγματική ισοτιμίας δεν αιτιάζει τις τιμές των μέτοχων σε αντίθεση με τις τιμές των μέτοχων που αιτιάζουν την συναλλαγματική ισοτιμία. Στην μετά κρίση περίοδο δεν έχουμε καθόλου σχέση αιτιότητας μεταξύ των τιμών των μέτοχων στην συναλλαγματική ισοτιμία.

Για το Χονγκ Κονγκ στην προ κρίση περίοδο έχουμε μια αμφίδρομη σχέση αιτιότητας μεταξύ της συναλλαγματικής ισοτιμίας και τις τιμές των μέτοχων. Στην μετά κρίση περίοδο η συναλλαγματική ισοτιμία αιτιάζει τις τιμές των μέτοχων ενώ τώρα οι τιμές των μέτοχων δεν αιτιάζουν την συναλλαγματική ισοτιμία.

Τέλος δίνετε και ο πίνακας της IRA οπού μας δείχνει την μεταβολή μιας μεταβλητής σε ένα σοκ τις άλλης μεταβλητής. Αν αποδεχθούμε την άποψη ότι οι τιμές των μέτοχων ως επί το πλείστο αιτιάζουν τις συναλλαγματικές ισοτιμίες στην προ κρίση περίοδο τότε τα σοκ από τις συναλλαγματικές ισοτιμίες στις τιμές των μέτοχων θα πρέπει να είναι στατιστικά μη-σημαντικά.

5) Συμπεράσματα

Στην μελέτη που έκανα προσπάθησα με κάποιες πιο προχωρημένες μεθόδους να βρω σχέση μεταξύ συναλλαγματικών ισοτιμιών και τιμών μέτοχων με ημερήσια συχνότητα δεδομένων. Χωρίζοντας τα δεδομένα μου σε προ κρίση και μετά κρίση περίοδο για καλύτερα αποτελέσματα, τα αποτελέσματα που βρήκα σε αρκετές περιπτώσεις επαληθεύουν την θεωρία του χαρτοφυλακίου, ειδικά στην προ κρίση περίοδο δηλαδή ότι οι τιμές των μέτοχων αιτιάζουν τις συναλλαγματικές ισοτιμίες με αρνητική σχέση ενώ στην μετά κρίση περίοδο βρήκα αμφίδρομες σχέσεις σε κάποιες περιπτώσεις και αιτίαση από τις συναλλαγματικές ισοτιμίες προς τις τιμές των μέτοχων. Ελάχιστες είναι οι ενδείξεις ότι οι συναλλαγματικές ισοτιμίες αιτιάζουν τις τιμές των μέτοχων στην προ κρίσης περίοδο. Θα μπορούσαμε να πούμε ότι η θεωρία του χαρτοφυλακίου παίζει καθοριστικό ρολό από την δεκαετία του 1990 και μετά με την σταδιακή άρση των κινήσεων κεφαλαίων.

Οι μέθοδοι που χρησιμοποιήθηκαν για την μοναδιαία ριζά μπορεί κάποιες φορές να μας οδηγούν σε παράδοξα αποτελέσματα στις συναλλαγματικές ισοτιμίες (έλλειψη μοναδιαίας ρίζας) πράγμα που θα μπορούσε να αποδοθεί στην σύνδεση των συναλλαγματικών ισοτιμιών με το δολάριο για μια μακρά περίοδο πριν την κρίση. Οι προχωρημένες μέθοδοι συνολοκλήρωσης που χρησιμοποίησα μας δίνουν στην περίπτωση μας καλύτερα αποτέλεσμα από τις συμβατικές μεθόδους. Αυτό μπορεί να οφείλεται είτε στα breaks που προκύπτουν στις συναλλαγματικές ισοτιμίες είτε και στην ημερήσια συχνότητα των δεδομένων μας όπου τα δεδομένα μας εμπεριέχουν αρκετό «θόρυβο».

Βιβλιογραφία- Επιστημονικά άρθρα

- Abdalla I. S. & Murinde V. (1997). Exchange rate and stock prices interactions in emerging financial markets: evidence on India, Korea, Pakistan and Philippines. *Applied Economics* 7, 25-35
- Agiakloglou C. & Newbold P. (1992). U.S. Common Stock Prices, 1871-1970: Playing with Dummies. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 2, 215-220.
- Andrews D. W. & Lee I. & Ploberger W. (1996). Optimal changepoint tests for normal linear regression. *J. of Econometrics* 70, 9-38
- Bahmani-Oskooee M. & Sohrabian A. (1992). Stock prices and the effective exchange rate of the dollar. *Applied Economics* 24, 459-464
- Bai J. & Perron P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural change. *Econometrica* 66, 47-78
- Banerjee A. Lumsdaine R. & J. Stock (1992). Recursive and sequential tests of the unit root and trend break hypothesis. Theory and international evidence. *J of Business Economic and Statistics* 10, 271-287
- Christiano L. J. (1992). Searching for a break in GNP. *J of Business Economic and Statistics* 10, 237-250
- Cochrane J.H. (1988). How big is the random walk in GNP? *J. of Political Economy* 96, 893-920
- Dickey D. A. & Fuller W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *J. of Statistical Association* 74, 427-431
- Engle R. F. & Granger C. W. J. (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica* 37, 251-276
- Granger C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica* 37, 424-439
- Granger C. W. J. (1981). Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *J. of Econometrics*, 121-130
- Gregory A. W. & Hansen B. E. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *J. of Econometrics* 70, 99-126
- Gwilym R. & Kanas A. & Molyneux P. (2013). U.S prompt correction action and bank risk. *J of International Financial Markets, Institutions & Money* 26, 239-257
- Johansen S. (1988). Statistical analysis of cointegrating vectors. *J. of Economic Dynamics and Control* 12, 231-254
- Johansen S. & Juselius K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to demand for money. *Oxford Bulletin of Economic and Statistics* 52, 169-210

Johansen S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in the presence of linear trend. *Econometrica* 59, 1551-1580

Kanas A. (2005). Regime linkages between the Mexican currency market and emerging equity markets. *Economic Modelling* 22, 109-125

Nelson C. R. & Plosser C. I. (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. *J. of Monetary Economics* 10, 139-162

Perron P. (1989). The great crash, oil price shock and the unit root hypothesis. *Econometrica* 57, 1361-1401

Perron P. & Vogelsang T. J. (1992). Nonstationarity and the level shifts with an application to PPP. *J. of Business Economics and Statistics* 10, 301-320

Phillips P.C.B. (1987). Time series regression with a unit root. *Econometrica* 55, 277-301.

Radelet R. & Sachs J. (1998). The East Asian Financial Crisis: Diagnosis, Remedies Prospects. *Papers on economic activity*

Zivot E. & Andrews D. W. K. (1992). Further evidence on the great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *J of Business Economic and Statistics* 10, 251-270

Βιβλία που χρησιμοποιήθηκαν

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

Hamilton J. D. (1994). *Time Series analysis*, Princeton University Press

Alexander Carol (2008). *Practical Financial Econometrics*, John Wiley & Sons

Ruey Tsay (2001). *Analysis of Financial Time Series*, Wiley

Κιντής Α. (2010). *Σύγχρονη Οικονομετρική Ανάλυση*, Εκδόσεις Gutenberg

Σπυρόπουλος Κ. (2004). *Ανάλυση και έλεγχος Μονομεταβλητων Χρηματοοικονομικών Χρονολογικών σειρών*. Εκδόσεις τυπωθήτω

Krugman P. & Obstfeld M. (1997). *International Economics: Theory and Policy*, 10th edition

Krugman P. (2008). *The Return of Depression Economics and the Crisis of 2008*

Naomi Klein (2007). *The Shock Doctrine*

Παράρτημα

Ταϊλάνδη

Null Hypothesis: LN_THAI_EX_RATE has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 23 (Automatic - based on AIC, maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.753893	0.8305
Test critical values:		
1% level	-3.442483	
5% level	-2.866784	
10% level	-2.569624	

Null Hypothesis: D(LN_THAI_EX_RATE) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 22 (Automatic - based on AIC, maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.051225	0.0310
Test critical values:		
1% level	-3.442483	
5% level	-2.866784	
10% level	-2.569624	

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

Null Hypothesis: LN_THAI_EX_RATE has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 13 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.840816	0.8067
Test critical values:		
1% level	-3.434007	
5% level	-2.863042	
10% level	-2.567617	

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

Null Hypothesis: D(LN_THAI_EX_RATE) has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 12 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-43.19043	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.434162	
5% level	-2.863111	
10% level	-2.567654	

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

Null Hypothesis: LN_SET_INDEX has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 15 (Automatic - based on AIC, maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.785319	0.8225
Test critical values:		
1% level	-3.433763	
5% level	-2.862934	
10% level	-2.567559	

Null Hypothesis: D(LN_SET_INDEX) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 14 (Automatic - based on AIC, maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.531926	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.433763	
5% level	-2.862934	
10% level	-2.567559	

Null Hypothesis: LN_SET_INDEX has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.806558	0.8166
Test critical values:		
1% level	-3.433734	
5% level	-2.862921	
10% level	-2.567552	

Null Hypothesis: D(LN_SET_INDEX) has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 10 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-37.70468	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.433735	
5% level	-2.862922	
10% level	-2.567553	

Perron unit root test

Null Hypothesis: LN_THAI_EX_RATE has a unit root

Trend Specification: Intercept only

Break Specification: Intercept only

Break Type: Innovational outlier

Break Date: 7/01/1997

Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic

Lag Length: 23 (Automatic - based on Akaike information criterion, maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.770528	< 0.01
Test critical values:		
1% level	-4.949133	
5% level	-4.443649	
10% level	-4.193627	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: LN_THAI_EX_RATE

Method: Least Squares

Date: 04/28/17 Time: 11:47

Sample (adjusted): 3/28/1994 11/23/2000

Included observations: 529 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_THAI_EX_RATE(-1)	0.927542	0.007416	125.0742	0.0000
D(LN_THAI_EX_RATE(-1))	-0.293538	0.041708	-7.037884	0.0000
D(LN_THAI_EX_RATE(-2))	-0.088407	0.066285	-1.333734	0.1829
D(LN_THAI_EX_RATE(-3))	-0.027242	0.064228	-0.424144	0.6716
D(LN_THAI_EX_RATE(-4))	-0.009406	0.065576	-0.143436	0.8860
D(LN_THAI_EX_RATE(-5))	0.039657	0.063554	0.623985	0.5329
D(LN_THAI_EX_RATE(-6))	0.058723	0.056299	1.043055	0.2974
D(LN_THAI_EX_RATE(-7))	0.174787	0.052565	3.325132	0.0009
D(LN_THAI_EX_RATE(-8))	-0.162713	0.051008	-3.189968	0.0015
D(LN_THAI_EX_RATE(-9))	0.211260	0.048527	4.353455	0.0000
D(LN_THAI_EX_RATE(-10))	0.227155	0.049340	4.603900	0.0000
D(LN_THAI_EX_RATE(-11))	-0.209485	0.049660	-4.218402	0.0000
D(LN_THAI_EX_RATE(-12))	-0.165191	0.049695	-3.324076	0.0010
D(LN_THAI_EX_RATE(-13))	0.050635	0.049988	1.012948	0.3116
D(LN_THAI_EX_RATE(-14))	-0.093685	0.051153	-1.831476	0.0676
D(LN_THAI_EX_RATE(-15))	-0.189427	0.050865	-3.724116	0.0002
D(LN_THAI_EX_RATE(-16))	-0.069282	0.051983	-1.332786	0.1832
D(LN_THAI_EX_RATE(-17))	0.073203	0.049772	1.470773	0.1420
D(LN_THAI_EX_RATE(-18))	-0.053031	0.051086	-1.038069	0.2997
D(LN_THAI_EX_RATE(-19))	-0.106742	0.048984	-2.179112	0.0298
D(LN_THAI_EX_RATE(-20))	-0.035679	0.045890	-0.777495	0.4372
D(LN_THAI_EX_RATE(-21))	0.078591	0.046052	1.706579	0.0885
D(LN_THAI_EX_RATE(-22))	0.078060	0.047261	1.651691	0.0992
D(LN_THAI_EX_RATE(-23))	-0.103067	0.046903	-2.197466	0.0284
C	0.233961	0.023942	9.771848	0.0000
INCPTBREAK	0.031970	0.003253	9.826705	0.0000
BREAKDUM	-0.048093	0.011253	-4.273928	0.0000
R-squared	0.998637	Mean dependent var	3.449339	
Adjusted R-squared	0.998566	S.D. dependent var	0.219315	
S.E. of regression	0.008305	Akaike info criterion	-6.694229	
Sum squared resid	0.034624	Schwarz criterion	-6.476239	
Log likelihood	1797.623	Hannan-Quinn criter.	-6.608897	
F-statistic	14142.46	Durbin-Watson stat	1.718293	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null-Hypothesis: D(LN_THAI_EX_RATE) has a unit root
Trend Specification: Intercept only
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 1/14/1998
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 0 (Automatic - based on Akaike information criterion,
maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-44.00325	< 0.01
Test critical values:		
1% level	-4.949133	
5% level	-4.443649	
10% level	-4.193627	

Null-Hypothesis: LN_SET_INDEX has a unit root
Trend Specification: Intercept only
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 11/15/1996
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 15 (Automatic - based on Akaike information criterion,
maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.116971	0.6166
Test critical values:		
1% level	-4.949133	
5% level	-4.443649	
10% level	-4.193627	

Null-Hypothesis: D(LN_SET_INDEX) has a unit root
Trend Specification: Intercept only
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2/07/1994
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 0 (Automatic - based on Akaike information criterion,
maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-37.81224	< 0.01
Test critical values:		
1% level	-4.949133	
5% level	-4.443649	
10% level	-4.193627	

Zivot-Andrews

Variable(s)	Exchange rate
t-stat(s)	-9.687835
Lag(s)	23.00000
Break	7/02/1997
DU1 p-value	3.51E-20

Dependent Variable: DY

Method: Least Squares

Date: 05/05/17 Time: 09:52

Sample (adjusted): 3/29/1994 11/23/2000

Included observations: 506 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.078341	0.008097	-9.675606	0.0000
C	0.252131	0.025924	9.725711	0.0000
@TREND	1.46E-06	1.54E-06	0.949579	0.3428
DU	0.033397	0.003389	9.855430	0.0000
DY(-1)	-0.296386	0.041889	-7.075577	0.0000
DY(-2)	-0.135453	0.068776	-1.969492	0.0495
DY(-3)	-0.019955	0.066705	-0.299156	0.7650
DY(-4)	-0.057876	0.066898	-0.865143	0.3874
DY(-5)	-0.063501	0.066661	-0.952593	0.3413
DY(-6)	0.018219	0.064848	0.280943	0.7789
DY(-7)	0.115051	0.056539	2.034909	0.0424
DY(-8)	-0.223473	0.052405	-4.264384	0.0000
DY(-9)	0.212542	0.050533	4.205997	0.0000
DY(-10)	0.279923	0.049157	5.694411	0.0000
DY(-11)	-0.218019	0.049213	-4.430146	0.0000
DY(-12)	-0.155086	0.050137	-3.093240	0.0021
DY(-13)	0.057662	0.050737	1.136501	0.2563
DY(-14)	-0.089880	0.051391	-1.748943	0.0809
DY(-15)	-0.194602	0.051721	-3.762553	0.0002
DY(-16)	-0.077409	0.051697	-1.497344	0.1350
DY(-17)	0.073787	0.051785	1.424860	0.1549
DY(-18)	-0.054376	0.050934	-1.067572	0.2863
DY(-19)	-0.138970	0.050181	-2.769347	0.0058
DY(-20)	-0.043910	0.049161	-0.893171	0.3722
DY(-21)	0.109729	0.047064	2.331486	0.0201
DY(-22)	0.051271	0.047416	1.081296	0.2801
DY(-23)	-0.109186	0.047602	-2.293718	0.0222
R-squared	0.468746	Mean dependent var		0.000512
Adjusted R-squared	0.438738	S.D. dependent var		0.011006
S.E. of regression	0.008245	Akaike info criterion		-6.704580
Sum squared resid	0.032497	Schwarz criterion		-6.470701
Log likelihood	1724.259	Hannan-Quinn criter.		-6.612853
F-statistic	15.62069	Durbin-Watson stat		1.839503
Prob(F-statistic)	0.000000			

Variable(s) Stock prices

t-stat(s) -3.593993
 Lag(s) 13.00000
 Break 11/18/1996
 DU1 p-value 0.005095

Dependent Variable: DY

Method: Least Squares

Date: 05/22/17 Time: 11:11

Sample (adjusted): 1/21/1994 12/29/2000

Included observations: 1811 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.007977	0.002220	-3.593993	0.0003
C	0.058391	0.016441	3.551666	0.0004
@TREND	-3.89E-06	2.11E-06	-1.849017	0.0646
DU	-0.006047	0.002156	-2.804401	0.0051
DY(-1)	0.125617	0.023445	5.357963	0.0000
DY(-2)	0.035872	0.023628	1.518219	0.1291
DY(-3)	-0.008443	0.023644	-0.357074	0.7211
DY(-4)	-0.009073	0.023593	-0.384569	0.7006
DY(-5)	0.004713	0.023524	0.200334	0.8412
DY(-6)	-0.016896	0.023485	-0.719431	0.4720
DY(-7)	-0.029613	0.023367	-1.267312	0.2052
DY(-8)	0.044800	0.023328	1.920461	0.0550
DY(-9)	0.019282	0.023350	0.825760	0.4090
DY(-10)	0.055666	0.023305	2.388630	0.0170
DY(-11)	0.008846	0.023339	0.379000	0.7047
DY(-12)	0.027314	0.023328	1.170862	0.2418
DY(-13)	0.072835	0.023151	3.146143	0.0017
R-squared	0.039886	Mean dependent var	-0.000910	
Adjusted R-squared	0.031323	S.D. dependent var	0.019337	
S.E. of regression	0.019032	Akaike info criterion	-5.076054	
Sum squared resid	0.649813	Schwarz criterion	-5.024410	
Log likelihood	4613.367	Hannan-Quinn criter.	-5.056996	
F-statistic	4.657958	Durbin-Watson stat	2.001780	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Johansen cointegration test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.020766	30.42126	15.49471	0.0002
At most 1	0.000185	0.265889	3.841466	0.6061

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 *	0.020766	30.15537	14.26460	0.0001
At most 1	0.000185	0.265889	3.841466	0.6061

Engle-Granger

Series: LN_SET_INDEX LN_THAI_EX_RATE

Sample: 1/03/1994 12/29/2000

Included observations: 1760

Null hypothesis: Series are not cointegrated

Cointegrating equation deterministics: C

Automatic lags specification based on Akaike criterion (maxlag=24)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
LN_SET_INDEX	-4.851442	0.0003	-27.27988	0.0118
LN_THAI_EX_RATE	-6.162035	0.0000	-33.63979	0.0029

*MacKinnon (1996) p-values.

THE
GREGORY-
HANSEN
COINTEGRA
TION TEST
MODEL 2:
Level Shift

ADF
Procedure

t-stat	-7.517599
Lag	4.000000
Break	7/07/1997

Phillips
Procedure

Za-stat	-119.9708
Za-break	9/05/1997
Zt-stat	-20.85968
Zt-break	1/02/1998

Dependent Variable: Thailand ex rate
 Method: Least Squares
 Date: 05/26/17 Time: 12:50
 Sample: 1/03/1994 12/29/2000
 Included observations: 1760

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.609603	0.027161	206.5333	0.0000
Set index	-0.333478	0.004074	-81.85507	0.0000
@TREND>1496-2	0.031153	0.006483	4.805245	0.0000
R-squared	0.841598	Mean dependent var		3.447745
Adjusted R-squared	0.841418	S.D. dependent var		0.229577
S.E. of regression	0.091423	Akaike info criterion		-1.944932
Sum squared resid	14.68536	Schwarz criterion		-1.935603
Log likelihood	1714.540	Hannan-Quinn criter.		-1.941484
F-statistic	4667.514	Durbin-Watson stat		0.014818
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 4 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-14.00340	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.435104	
5% level	-2.863527	
10% level	-2.567877	

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 16 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-40.65446	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.434330	
5% level	-2.863185	
10% level	-2.567694	

THE
GREGORY-
HANSEN
COINTEGRATION TEST
MODEL 2:
Level Shift

ADF
Procedure

t-stat	-4.868706
Lag	12.00000
Break	7/19/1996

Phillips
Procedure

Za-stat	-97.68606
Za-break	2/18/1997
Zt-stat	-17.18853
Zt-break	2/14/1997

Dependent Variable: Set index
Method: Least Squares
Date: 05/22/17 Time: 14:57
Sample: 1/03/1994 12/29/2000
Included observations: 1760

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	14.69927	0.096268	152.6915	0.0000
Thailand ex rate	-2.373573	0.028215	-84.12487	0.0000
@TREND>1551-2	-0.106169	0.018051	-5.881467	0.0000

R-squared	0.842615	Mean dependent var	6.499688
Adjusted R-squared	0.842436	S.D. dependent var	0.613193
S.E. of regression	0.243403	Akaike info criterion	0.013509
Sum squared resid	104.0937	Schwarz criterion	0.022838
Log likelihood	-8.887860	Hannan-Quinn criter.	0.016957
F-statistic	4703.347	Durbin-Watson stat	0.013833
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: RESID02 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 10 (Automatic - based on AIC, maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.403078	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.436703	
5% level	-2.864233	
10% level	-2.568256	

Null Hypothesis: RESID02 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 16 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-40.38616	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.434330	
5% level	-2.863185	
10% level	-2.567694	

Subperiods results

1/03/1994 to 7/01/1997

Sample: 1/03/1994 7/01/1997
 Lags: 28

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLN_THAI_EX_RATE does not Granger Cause DLN_SET_INDEX	823	1.99794	0.0017
DLN_SET_INDEX does not Granger Cause DLN_THAI_EX_RATE		1.48248	0.0525

Vector Error Correction Estimates
 Date: 05/22/17 Time: 00:49
 Sample (adjusted): 2/11/1994 7/01/1997
 Included observations: 823 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1	
LN_SET_INDEX(-1)	1.000000	
LN_THAI_EX_RATE(-1)	111.2215 (27.5863) [4.03176]	
C	-366.1312	
Error Correction:	D(LN_SET_IND EX)	D(LN_THAI_EX _RATE)
CointEq1	-0.001258 (0.00042) [-2.98274]	-0.000294 (0.00014) [-2.12405]
D(LN_SET_INDEX(-1))	0.131700 (0.03608)	0.007631 (0.01184)

	[3.65071]	[0.64429]
D(LN_SET_INDEX(-2))	0.077761 (0.03620) [2.14822]	-0.032951 (0.01188) [-2.77279]
D(LN_SET_INDEX(-3))	-0.032746 (0.03649) [-0.89748]	-0.008036 (0.01198) [-0.67090]
D(LN_SET_INDEX(-4))	-0.058391 (0.03586) [-1.62809]	0.018589 (0.01177) [1.57881]
D(LN_SET_INDEX(-5))	-0.044899 (0.03589) [-1.25100]	0.010269 (0.01178) [0.87156]
D(LN_SET_INDEX(-6))	0.029308 (0.03581) [0.81853]	-0.010763 (0.01175) [-0.91564]
D(LN_SET_INDEX(-7))	-0.014789 (0.03600) [-0.41083]	0.000764 (0.01182) [0.06464]
D(LN_SET_INDEX(-8))	-0.045256 (0.03587) [-1.26185]	-0.000300 (0.01177) [-0.02550]
D(LN_SET_INDEX(-9))	-0.035864 (0.03591) [-0.99862]	-0.003606 (0.01179) [-0.30589]
D(LN_SET_INDEX(-10))	0.021000 (0.03618) [0.58037]	0.008498 (0.01188) [0.71539]
D(LN_SET_INDEX(-11))	0.039794 (0.03586) [1.10966]	-0.008068 (0.01177) [-0.68530]
D(LN_SET_INDEX(-12))	-0.007494 (0.03590) [-0.20872]	0.006372 (0.01179) [0.54059]
D(LN_SET_INDEX(-13))	0.042893 (0.03595) [1.19324]	0.005144 (0.01180) [0.43589]
D(LN_SET_INDEX(-14))	-0.002586 (0.03570) [-0.07244]	0.012567 (0.01172) [1.07233]
D(LN_SET_INDEX(-15))	-0.039830 (0.03570) [-1.11569]	-0.004500 (0.01172) [-0.38397]

D(LN_SET_INDEX(-16))	-0.027523 (0.03545) [-0.77629]	0.016880 (0.01164) [1.45026]
D(LN_SET_INDEX(-17))	-0.026414 (0.03566) [-0.74074]	-0.005497 (0.01171) [-0.46956]
D(LN_SET_INDEX(-18))	-0.017517 (0.03568) [-0.49090]	0.001510 (0.01171) [0.12894]
D(LN_SET_INDEX(-19))	-0.031732 (0.03581) [-0.88604]	0.010256 (0.01176) [0.87229]
D(LN_SET_INDEX(-20))	-0.027573 (0.03561) [-0.77430]	0.007977 (0.01169) [0.68237]
D(LN_SET_INDEX(-21))	-0.020352 (0.03562) [-0.57137]	7.07E-05 (0.01169) [0.00605]
D(LN_SET_INDEX(-22))	0.010808 (0.03490) [0.30964]	-0.004839 (0.01146) [-0.42231]
D(LN_SET_INDEX(-23))	0.060198 (0.03470) [1.73485]	0.049940 (0.01139) [4.38393]
D(LN_SET_INDEX(-24))	-0.041591 (0.03512) [-1.18411]	0.004236 (0.01153) [0.36737]
D(LN_SET_INDEX(-25))	-0.013241 (0.03473) [-0.38129]	-0.013499 (0.01140) [-1.18399]
D(LN_SET_INDEX(-26))	-0.053733 (0.03465) [-1.55093]	-0.003889 (0.01137) [-0.34195]
D(LN_SET_INDEX(-27))	-0.046026 (0.03488) [-1.31964]	0.008394 (0.01145) [0.73313]
D(LN_SET_INDEX(-28))	-0.004883 (0.03456) [-0.14132]	0.008965 (0.01134) [0.79021]
D(LN_THAI_EX_RATE(-1))	0.144771 (0.11848) [1.22186]	-0.307964 (0.03890) [-7.91732]

D(LN_THAI_EX_RATE(-2))	0.345688 (0.12425) [2.78210]	-0.251137 (0.04079) [-6.15655]
D(LN_THAI_EX_RATE(-3))	0.322859 (0.12812) [2.51994]	0.023709 (0.04206) [0.56368]
D(LN_THAI_EX_RATE(-4))	0.195902 (0.12952) [1.51250]	0.084506 (0.04252) [1.98738]
D(LN_THAI_EX_RATE(-5))	0.433644 (0.13077) [3.31617]	0.014796 (0.04293) [0.34465]
D(LN_THAI_EX_RATE(-6))	0.274975 (0.13028) [2.11069]	-0.112034 (0.04277) [-2.61952]
D(LN_THAI_EX_RATE(-7))	0.167861 (0.13962) [1.20230]	-0.036926 (0.04584) [-0.80562]
D(LN_THAI_EX_RATE(-8))	0.063026 (0.13983) [0.45073]	-0.078608 (0.04591) [-1.71240]
D(LN_THAI_EX_RATE(-9))	0.241274 (0.15398) [1.56692]	-0.164446 (0.05055) [-3.25310]
D(LN_THAI_EX_RATE(-10))	0.317972 (0.16831) [1.88915]	-0.199593 (0.05526) [-3.61212]
D(LN_THAI_EX_RATE(-11))	0.027987 (0.17214) [0.16258]	-0.026364 (0.05651) [-0.46651]
D(LN_THAI_EX_RATE(-12))	0.131421 (0.17414) [0.75469]	0.152511 (0.05717) [2.66775]
D(LN_THAI_EX_RATE(-13))	0.091879 (0.17443) [0.52675]	0.142241 (0.05726) [2.48401]
D(LN_THAI_EX_RATE(-14))	0.149744 (0.17465) [0.85739]	-0.159092 (0.05734) [-2.77471]

D(LN_THAI_EX_RATE(- 15))	-0.049826 (0.17493) [-0.28484]	-0.167352 (0.05743) [-2.91418]
D(LN_THAI_EX_RATE(- 16))	0.018263 (0.17524) [0.10422]	-0.152723 (0.05753) [-2.65459]
D(LN_THAI_EX_RATE(- 17))	0.071865 (0.17500) [0.41065]	-0.046634 (0.05745) [-0.81171]
D(LN_THAI_EX_RATE(- 18))	0.137370 (0.17787) [0.77230]	0.018138 (0.05839) [0.31062]
D(LN_THAI_EX_RATE(- 19))	-0.178459 (0.18750) [-0.95178]	0.173554 (0.06156) [2.81949]
D(LN_THAI_EX_RATE(- 20))	0.154248 (0.19407) [0.79480]	0.451598 (0.06371) [7.08810]
D(LN_THAI_EX_RATE(- 21))	0.272372 (0.20328) [1.33985]	0.322209 (0.06674) [4.82805]
D(LN_THAI_EX_RATE(- 22))	0.116254 (0.20989) [0.55387]	0.241703 (0.06891) [3.50769]
D(LN_THAI_EX_RATE(- 23))	0.309260 (0.22830) [1.35461]	0.295024 (0.07495) [3.93627]
D(LN_THAI_EX_RATE(- 24))	-0.138243 (0.24267) [-0.56968]	0.125621 (0.07967) [1.57683]
D(LN_THAI_EX_RATE(- 25))	0.045460 (0.25027) [0.18165]	-0.107309 (0.08216) [-1.30609]
D(LN_THAI_EX_RATE(- 26))	0.093861 (0.25061) [0.37453]	0.085904 (0.08227) [1.04413]

D(LN_THAI_EX_RATE(-27))	-0.093447 (0.24422) [-0.38264]	-0.193195 (0.08017) [-2.40967]
-------------------------	--------------------------------------	--------------------------------------

D(LN_THAI_EX_RATE(-28))	0.264471 (0.21065) [1.25549]	-0.202975 (0.06916) [-2.93506]
-------------------------	-------------------------------------	--------------------------------------

C	-0.001390 (0.00052) [-2.68969]	6.98E-05 (0.00017) [0.41175]
---	--------------------------------------	-------------------------------------

R-squared	0.130028	0.371273
Adj. R-squared	0.065206	0.324427
Sum sq. resids	0.133959	0.014438
S.E. equation	0.013233	0.004344
F-statistic	2.005934	7.925345
Log likelihood	2421.801	3338.499
Akaike AIC	-5.744352	-7.972051
Schwarz SC	-5.412212	-7.639910
Mean dependent	-0.001172	-3.64E-05
S.D. dependent	0.013687	0.005285

Determinant resid covariance (dof adj.)	3.29E-09
Determinant resid covariance	2.85E-09
Log likelihood	5761.554
Akaike information criterion	-13.71459
Schwarz criterion	-13.03886

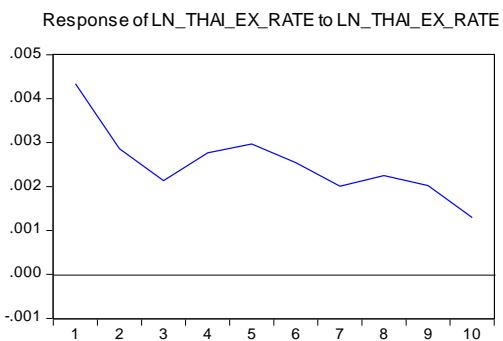
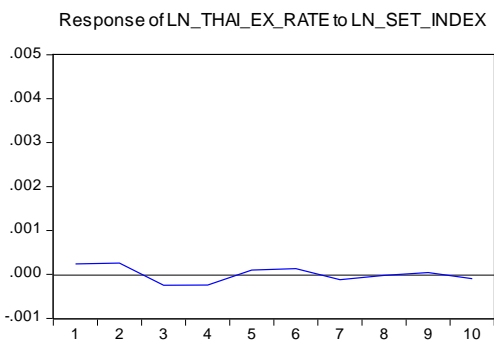
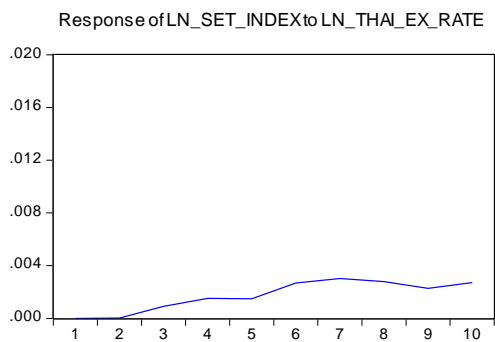
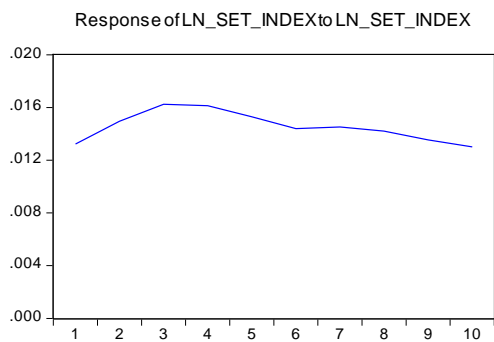
Respo
nse of
LN_SE
T_INDE
X:

Period	LN_SET_INDEX	LN_THAI_EX_R ATE
1	0.013233	0.000000
2	0.014960	2.10E-05
3	0.016247	0.000909
4	0.016142	0.001513
5	0.015292	0.001484
6	0.014398	0.002685
7	0.014514	0.003032
8	0.014202	0.002784
9	0.013539	0.002274
10	0.013008	0.002713

Respo
nse of
LN_TH
AI_EX_
RATE:

Period	LN_SET_INDEX	LN_THAI_EX_R ATE
1	0.000240	0.004338
2	0.000255	0.002860
3	-0.000245	0.002132
4	-0.000240	0.002766
5	9.69E-05	0.002970
6	0.000132	0.002545
7	-0.000120	0.002009
8	-2.09E-05	0.002250
9	4.20E-05	0.002021
10	-9.55E-05	0.001295

Response to Cholesky One S.D. Innovations



Sub period 2

Lags: 4

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLN_THAI_EX_RATE does not Granger Cause DLN_SET_INDEX	723	2.74944	0.0274
DLN_SET_INDEX does not Granger Cause DLN_THAI_EX_RATE		2.86650	0.0225

Vector Error Correction Estimates

Date: 05/22/17 Time: 17:13

Sample (adjusted): 7/14/1997 12/25/2000

Included observations: 723 after adjustments

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

Cointegrating Eq:		CointEq1	
LN_SET_INDEX(-1)		1.000000	
LN_THAILAND_EX_RATE(-1)		7.392806 (1.09137) [6.77387]	
C		-33.04877	
Error Correction:	D(LN_SET_INDEX)	D(LN_THAILAND_EX_RATE)	
CointEq1	0.001332 (0.00152) [0.87826]	-0.004046 (0.00070) [-5.81672]	
D(LN_SET_INDEX(-1))	0.150559 (0.03949) [3.81228]	-0.052572 (0.01811) [-2.90264]	
D(LN_SET_INDEX(-2))	0.025518 (0.03960) [0.64439]	-0.016613 (0.01816) [-0.91473]	
D(LN_SET_INDEX(-3))	-0.023765 (0.03952) [-0.60136]	-0.020915 (0.01812) [-1.15401]	
D(LN_SET_INDEX(-4))	-0.012153 (0.03895) [-0.31202]	0.004231 (0.01786) [0.23689]	
D(LN_THAILAND_EX_RATE(-1))	-0.052014 (0.08153) [-0.63798]	0.002677 (0.03739) [0.07160]	
D(LN_THAILAND_EX_RATE(-2))	-0.051861 (0.08192) [-0.63307]	-0.099124 (0.03757) [-2.63846]	
D(LN_THAILAND_EX_RATE(-3))	0.177440 (0.08205) [2.16265]	-0.091146 (0.03763) [-2.42230]	

D(LN_THAILAND_EX_RATE(-4))	-0.200684 (0.08383) [-2.39386]	0.044048 (0.03845) [1.14571]
C	-0.000843 (0.00084) [-1.00679]	-0.000282 (0.00038) [-0.73354]
R-squared	0.041255	0.072670
Adj. R-squared	0.029153	0.060965
Sum sq. resids	0.357022	0.075089
S.E. equation	0.022377	0.010262
F-statistic	3.408987	6.208264
Log likelihood	1726.339	2289.962
Akaike AIC	-4.747827	-6.306949
Schwarz SC	-4.684433	-6.243555
Mean dependent	-0.001144	-0.000144
S.D. dependent	0.022711	0.010590
Determinant resid covariance (dof adj.)		4.93E-08
Determinant resid covariance		4.79E-08
Log likelihood		4040.726
Akaike information criterion		-11.11681
Schwarz criterion		-10.97734

Respo
nse of
LN_SE
T_INDE
X:

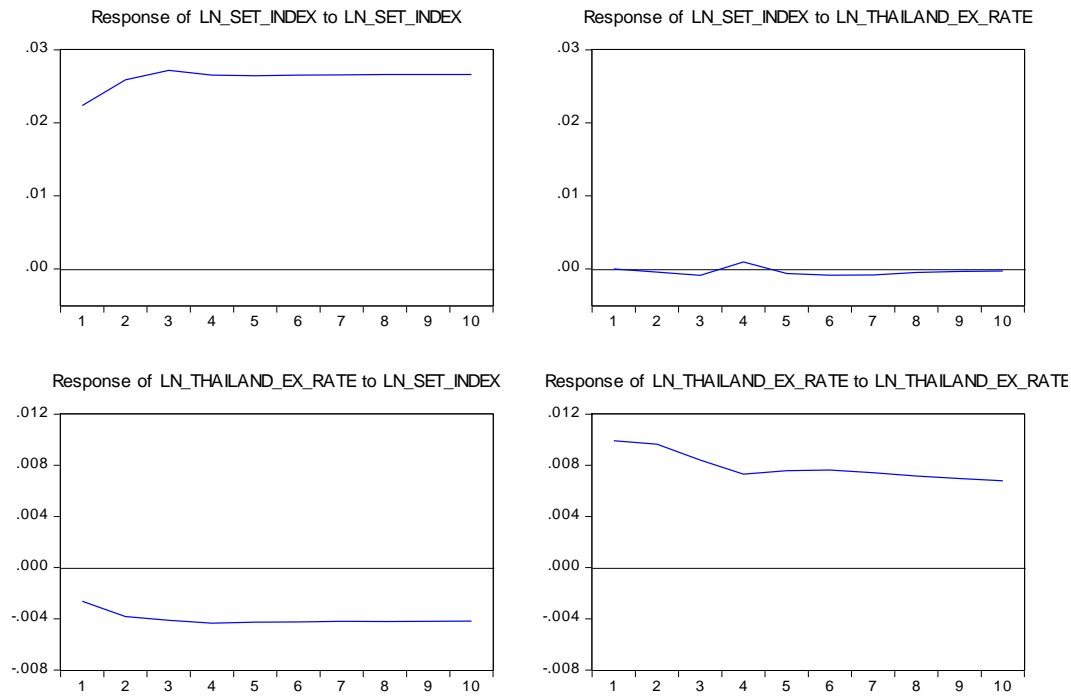
Period	LN_SET_INDEX	LN_THAILAND_EX_RATE
1	0.022377	0.000000
2	0.025887	-0.000418
3	0.027181	-0.000887
4	0.026541	0.000952
5	0.026456	-0.000617
6	0.026543	-0.000841
7	0.026560	-0.000840
8	0.026625	-0.000480
9	0.026614	-0.000355
10	0.026609	-0.000279

Respo
nse of
LN_TH
AILAND
_EX_R
ATE:

Period	LN_SET_INDEX	LN_THAILAND_EX_RATE
1	-0.002623	0.009921

2	-0.003819	0.009651
3	-0.004109	0.008402
4	-0.004333	0.007305
5	-0.004256	0.007585
6	-0.004237	0.007632
7	-0.004201	0.007422
8	-0.004205	0.007169
9	-0.004195	0.006963
10	-0.004180	0.006789

Response to Cholesky One S.D. Innovations



Μαλαισία

Null Hypothesis: LN_MALAYSIA_EX_RATE has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 23 (Automatic - based on AIC, maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.262639	0.9275
Test critical values:		
1% level	-3.442507	
5% level	-2.866795	
10% level	-2.569629	

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

Null Hypothesis: D(LN_MALAYSIA_EX_RATE) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 21 (Automatic - based on AIC, maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.043397	0.0013
Test critical values:		
1% level	-3.441757	
5% level	-2.866464	
10% level	-2.569452	

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

Null Hypothesis: LN_MALAYSIA_EX_RATE has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 23 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.761957	0.8288
Test critical values:		
1% level	-3.434002	
5% level	-2.863040	
10% level	-2.567616	

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

Null Hypothesis: D(LN_MALAYSIA_EX_RATE) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 20 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-39.14909	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.434155	
5% level	-2.863107	
10% level	-2.567652	

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

Null Hypothesis: LN_KLCI_INDEX has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 15 (Automatic - based on AIC, maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.509350	0.5289
Test critical values:		
1% level	-3.433763	
5% level	-2.862934	
10% level	-2.567559	

Null Hypothesis: D(LN_KLCI_INDEX) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 14 (Automatic - based on AIC, maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.08038	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.433763	
5% level	-2.862934	
10% level	-2.567559	

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

Null Hypothesis: LN_KLCI_INDEX has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 13 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.660433	0.4513
Test critical values:		
1% level	-3.433734	
5% level	-2.862921	
10% level	-2.567552	

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

Null Hypothesis: D(LN_KLCI_INDEX) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 14 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-41.37454	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.433735	
5% level	-2.862922	
10% level	-2.567553	

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

Null Hypothesis: LN_MALAYSIA_EX_RATE has a unit root

Trend Specification: Intercept only

Break Specification: Intercept only

Break Type: Innovational outlier

Break Date: 8/05/1997

Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic

Lag Length: 0 (Automatic - based on Akaike information criterion,
maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
<u>Augmented Dickey-Fuller test statistic</u>	-6.760287	< 0.01
Test critical values:		
1% level	-4.949133	
5% level	-4.443649	
10% level	-4.193627	

Null Hypothesis: D(LN_MALAYSIA_EX_RATE) has a unit root

Trend Specification: Intercept only

Break Specification: Intercept only

Break Type: Innovational outlier

Break Date: 1/02/1998

Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic

Lag Length: 0 (Automatic - based on Akaike information criterion,
maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
<u>Augmented Dickey-Fuller test statistic</u>	-41.00942	< 0.01
Test critical values:		
1% level	-4.949133	
5% level	-4.443649	
10% level	-4.193627	

Null Hypothesis: LN_KLCI_INDEX has a unit root

Trend Specification: Intercept only

Break Specification: Intercept only

Break Type: Innovational outlier

Break Date: 7/02/1997

Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic

Lag Length: 15 (Automatic - based on Akaike information criterion,
maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
<u>Augmented Dickey-Fuller test statistic</u>	-2.915366	0.7314
Test critical values:		
1% level	-4.949133	
5% level	-4.443649	
10% level	-4.193627	

Null Hypothesis: D(LN_KLCI_INDEX) has a unit root
Trend Specification: Intercept only
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 1/14/1994
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 0 (Automatic - based on Akaike information criterion,
maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-41.85772	< 0.01
Test critical values: 1% level	-4.949133	
5% level	-4.443649	
10% level	-4.193627	

Zivot-Andrews unit root test

Variable(s)	Exchange rate
t-stat(s)	-4.350526
Lag(s)	24.00000
Break	10/08/1997
DU1 p-value	5.04E-05

Dependent Variable: DY
Method: Least Squares
Date: 04/05/17 Time: 11:52
Sample (adjusted): 3/25/1994 11/20/2000
Included observations: 505 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.038235	0.008789	-4.350526	0.0000
C	0.036041	0.008517	4.231717	0.0000
@TREND	-1.08E-06	1.25E-06	-0.867140	0.3863
DU	0.017111	0.004183	4.090953	0.0001
DY(-1)	0.095027	0.044119	2.153893	0.0317
DY(-2)	0.068047	0.045363	1.500057	0.1343
DY(-3)	-0.024561	0.045789	-0.536408	0.5919
DY(-4)	-0.018665	0.049852	-0.374413	0.7083
DY(-5)	0.038780	0.049528	0.782994	0.4340
DY(-6)	-0.210359	0.049433	-4.255450	0.0000
DY(-7)	-0.102436	0.048653	-2.105448	0.0358
DY(-8)	0.048648	0.049588	0.981051	0.3271
DY(-9)	0.185947	0.048843	3.807010	0.0002
DY(-10)	0.076981	0.049747	1.547462	0.1224
DY(-11)	-0.156839	0.047856	-3.277321	0.0011
DY(-12)	-0.073828	0.049985	-1.476999	0.1403
DY(-13)	0.264667	0.052908	5.002400	0.0000
DY(-14)	0.085571	0.049791	1.718594	0.0863
DY(-15)	-0.043499	0.050069	-0.868781	0.3854
DY(-16)	-0.028648	0.050297	-0.569570	0.5692
DY(-17)	0.038439	0.050614	0.759452	0.4480
DY(-18)	-0.058430	0.049977	-1.169139	0.2429

DY(-19)	0.063390	0.049610	1.277761	0.2020
DY(-20)	0.036527	0.049230	0.741952	0.4585
DY(-21)	0.146526	0.046934	3.121978	0.0019
DY(-22)	-0.066211	0.047342	-1.398559	0.1626
DY(-23)	-0.058583	0.047861	-1.224015	0.2216
DY(-24)	-0.014266	0.047306	-0.301578	0.7631
<hr/>				
R-squared	0.227271	Mean dependent var	-0.000181	
Adjusted R-squared	0.183531	S.D. dependent var	0.007032	
S.E. of regression	0.006354	Akaike info criterion	-7.225558	
Sum squared resid	0.019259	Schwarz criterion	-6.991325	
Log likelihood	1852.453	Hannan-Quinn criter.	-7.133684	
F-statistic	5.196021	Durbin-Watson stat	1.923895	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Variable(s) Stock Prices

t-stat(s)	-3.452009
Lag(s)	15.00000
Break	7/28/1997
DU1 p-value	0.002252

Dependent Variable: DY

Method: Least Squares

Date: 05/22/17 Time: 11:14

Sample (adjusted): 1/25/1994 12/29/2000

Included observations: 1809 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.008844	0.002562	-3.452009	0.0006
C	0.059839	0.017547	3.410159	0.0007
@TREND	3.88E-06	1.93E-06	2.012796	0.0443
DU	-0.008053	0.002632	-3.059196	0.0023
DY(-1)	0.045633	0.023494	1.942295	0.0523
DY(-2)	0.034244	0.023517	1.456142	0.1455
DY(-3)	0.028433	0.023522	1.208758	0.2269
DY(-4)	-0.119902	0.023521	-5.097673	0.0000
DY(-5)	0.089033	0.023690	3.758210	0.0002
DY(-6)	-0.059370	0.023751	-2.499656	0.0125
DY(-7)	-0.020002	0.023599	-0.847562	0.3968
DY(-8)	-0.015997	0.023581	-0.678412	0.4976
DY(-9)	0.033633	0.023505	1.430905	0.1526
DY(-10)	-0.018336	0.023411	-0.783225	0.4336
DY(-11)	0.013961	0.023322	0.598616	0.5495
DY(-12)	0.027654	0.023128	1.195690	0.2320
DY(-13)	0.024688	0.023096	1.068933	0.2852
DY(-14)	-0.009103	0.023100	-0.394077	0.6936
DY(-15)	0.078588	0.023070	3.406516	0.0007

R-squared	0.042455	Mean dependent var	-0.000248
Adjusted R-squared	0.032826	S.D. dependent var	0.019964
S.E. of regression	0.019634	Akaike info criterion	-5.012661
Sum squared resid	0.690034	Schwarz criterion	-4.954888
Log likelihood	4552.952	Hannan-Quinn criter.	-4.991340
F-statistic	4.409069	Durbin-Watson stat	1.992571
Prob(F-statistic)	0.000000		

Johansen cointegration
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.004033	6.432238	15.49471	0.6444
At most 1	0.000423	0.609254	3.841466	0.4351

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	0.004033	5.822984	14.26460	0.6360
At most 1	0.000423	0.609254	3.841466	0.4351

Engle-Granger

Series: LN_KLCI_INDEX LN_MALAYSIA_EX_RATE

Sample: 1/03/1994 12/29/2000

Included observations: 1761

Null hypothesis: Series are not cointegrated

Cointegrating equation deterministics: C

Automatic lags specification based on Akaike criterion (maxlag=24)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
LN_KLCI_INDEX	-0.073947	0.9852	-0.283174	0.9832
LN_MALAYSIA_EX_R ATE	-0.482826	0.9637	-1.472185	0.9523

THE
GREGORY-
HANSEN
COINTEGRATION TEST
MODEL 2:
Level Shift

ADF
Procedure

t-stat -7.817152
Lag 4.000000
Break 10/23/1997

Phillips
Procedure

Za-stat -161.0002
Za-break 10/02/1997
Zt-stat -19.60863
Zt-break 1/16/1998

Dependent Variable: Malaysia ex rate
Method: Least Squares
Date: 04/05/17 Time: 12:02
Sample: 1/03/1994 12/29/2000
Included observations: 1761

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.569251	0.043873	104.1470	0.0000
KLCI index	-0.516890	0.006488	-79.67437	0.0000
@TREND>1497-2	0.230970	0.005159	44.76821	0.0000

R-squared	0.834098	Mean dependent var	1.124442
Adjusted R-squared	0.833909	S.D. dependent var	0.203943
S.E. of regression	0.083116	Akaike info criterion	-2.135464
Sum squared resid	12.14465	Schwarz criterion	-2.126139
Log likelihood	1883.276	Hannan-Quinn criter.	-2.132018
F-statistic	4419.296	Durbin-Watson stat	0.028201
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 14 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-39.61409	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.434320	
5% level	-2.863180	
10% level	-2.567691	

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-22.99722	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.434680	
5% level	-2.863339	
10% level	-2.567777	

THE
 GREGORY-
 HANSEN
 COINTEGRA
 TION TEST
 MODEL 2:
 Level Shift

ADF
 Procedure

t-stat	-3.735712
Lag	0.000000
Break	5/06/1999

Phillips
 Procedure

Za-stat	-106.6753
Za-break	4/27/1999
Zt-stat	-16.22025
Zt-break	9/01/1998

Dependent Variable: KLCI index
 Method: Least Squares
 Date: 05/22/17 Time: 15:10
 Sample: 1/03/1994 12/29/2000
 Included observations: 1761

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8.343152	0.020863	399.8988	0.0000
Malaysia ex rate	-1.467162	0.018882	-77.70052	0.0000
@TREND>1551-2	0.341411	0.010734	31.80594	0.0000
R-squared	0.774642	Mean dependent var		6.745176
Adjusted R-squared	0.774385	S.D. dependent var		0.305997
S.E. of regression	0.145345	Akaike info criterion		-1.017709
Sum squared resid	37.13811	Schwarz criterion		-1.008384
Log likelihood	899.0929	Hannan-Quinn criter.		-1.014263
F-statistic	3021.454	Durbin-Watson stat		0.027080
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=0)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-38.97921	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.434320	
5% level	-2.863180	
10% level	-2.567691	

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 11 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-39.03257	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.434320	
5% level	-2.863180	
10% level	-2.567691	

Malaysia regime 1

Lags: 4

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLN_MALAYSIA_EX_RATE does not Granger Cause DLN_KLCI_INDEX	736	1.90253	0.1082
DLN_KLCI_INDEX does not Granger Cause DLN_MALAYSIA_EX_RATE		4.07253	0.0028

Vector Error Correction Estimates
 Date: 05/24/17 Time: 10:45
 Sample (adjusted): 1/10/1994 8/04/1997
 Included observations: 736 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1	
LN_KLCI_INDEX(-1)	1.000000	
LN_MALAYSIA_EX_RATE(-1)	1.384523 (0.89651) [1.54435]	
C	-8.264025	
Error Correction:	D(LN_KLCI_IN DEX)	D(LN_MALAYSI A_EX_RATE)
CointEq1	-0.017095	-0.000377

	(0.00512)	(0.00118)
	[-3.33638]	[-0.32051]
D(LN_KLCI_INDEX(-1))	0.155759 (0.03638) [4.28134]	-0.016017 (0.00836) [-1.91542]
D(LN_KLCI_INDEX(-2))	-0.056474 (0.03667) [-1.53997]	-0.004355 (0.00843) [-0.51672]
D(LN_KLCI_INDEX(-3))	0.069339 (0.03659) [1.89527]	0.007739 (0.00841) [0.92029]
D(LN_KLCI_INDEX(-4))	-0.021102 (0.03663) [-0.57613]	-0.028396 (0.00842) [-3.37297]
D(LN_MALAYSIA_EX_RAT E(-1))	0.159834 (0.14902) [1.07257]	-0.063825 (0.03425) [-1.86339]
D(LN_MALAYSIA_EX_RAT E(-2))	-0.135236 (0.14743) [-0.91731]	-0.002127 (0.03389) [-0.06278]
D(LN_MALAYSIA_EX_RAT E(-3))	-0.273440 (0.14596) [-1.87341]	-0.039878 (0.03355) [-1.18868]
D(LN_MALAYSIA_EX_RAT E(-4))	-0.165340 (0.15258) [-1.08364]	0.084494 (0.03507) [2.40930]
C	-0.000371 (0.00043) [-0.87242]	-2.12E-05 (9.8E-05) [-0.21714]
R-squared	0.053883	0.036653
Adj. R-squared	0.042155	0.024711
Sum sq. resids	0.096162	0.005080
S.E. equation	0.011509	0.002645
F-statistic	4.594149	3.069172
Log likelihood	2246.665	3328.829
Akaike AIC	-6.077895	-9.018558
Schwarz SC	-6.015378	-8.956041
Mean dependent	-0.000425	-1.76E-05
S.D. dependent	0.011759	0.002679
Determinant resid covariance (dof adj.)		9.26E-10
Determinant resid covariance		9.01E-10
Log likelihood		5575.734
Akaike information criterion		-15.09167

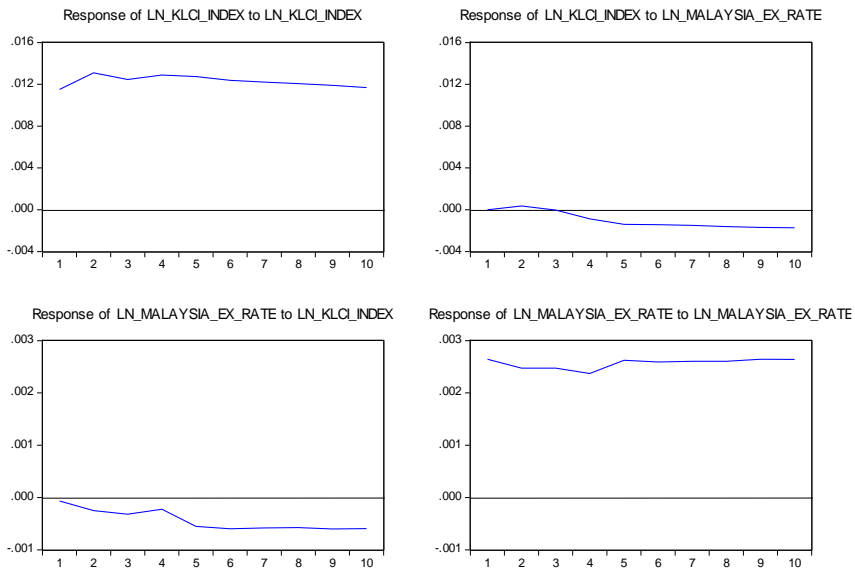
Response
of
LN_KLCI_IN
DEX:

Period	LN_KLCI_IN DEX	LN_MALAYSIA_ EX_RATE
1	0.011509	0.000000
2	0.013096	0.000360
3	0.012455	-3.34E-05
4	0.012890	-0.000873
5	0.012732	-0.001405
6	0.012385	-0.001430
7	0.012208	-0.001502
8	0.012068	-0.001614
9	0.011908	-0.001686
10	0.011694	-0.001721

Response
of
LN_MALAY
SIA_EX_RA
TE:

Period	LN_KLCI_IN DEX	LN_MALAYSIA_ EX_RATE
1	-6.75E-05	0.002644
2	-0.000252	0.002474
3	-0.000320	0.002472
4	-0.000225	0.002371
5	-0.000553	0.002625
6	-0.000599	0.002592
7	-0.000581	0.002604
8	-0.000575	0.002605
9	-0.000600	0.002644
10	-0.000596	0.002639

Response to Cholesky One S.D. Innovations



Malaysia regime 2

Lags: 12

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLN_MALAYSIA_EX_RATE does not Granger Cause DLN_KLCI_INDEX	481	4.07537	5.E-06
DLN_KLCI_INDEX does not Granger Cause DLN_MALAYSIA_EX_RATE		3.14558	0.0003

Vector Error Correction Estimates

Date: 05/24/17 Time: 10:52
 Sample (adjusted): 8/22/1997 12/20/2000
 Included observations: 481 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1	
LN_KLCI_INDEX(-1)	1.000000	
LN_MALAYSIA_EX_RATE(-1)	27.31999	(5.23236)
	[5.22135]	
C	-42.93888	
Error Correction:	D(LN_KLCI_INDEX)	D(LN_MALAYSIA_EX_RATE)
CointEq1	-0.000912	-0.001453
	(0.00066)	(0.00031)
	[-1.37923]	[-4.73470]

D(LN_KLCI_INDEX(-1))	-0.002478 (0.04368) [-0.05673]	-0.017495 (0.02028) [-0.86271]
D(LN_KLCI_INDEX(-2))	0.054525 (0.04719) [1.15537]	0.031678 (0.02191) [1.44591]
D(LN_KLCI_INDEX(-3))	0.072554 (0.04817) [1.50607]	-0.083093 (0.02236) [-3.71543]
D(LN_KLCI_INDEX(-4))	-0.003988 (0.04780) [-0.08343]	0.005475 (0.02219) [0.24673]
D(LN_KLCI_INDEX(-5))	0.042861 (0.04685) [0.91487]	0.070851 (0.02175) [3.25758]
D(LN_KLCI_INDEX(-6))	-0.066113 (0.04609) [-1.43439]	-0.036580 (0.02140) [-1.70957]
D(LN_KLCI_INDEX(-7))	0.030945 (0.04963) [0.62349]	-0.057030 (0.02304) [-2.47516]
D(LN_KLCI_INDEX(-8))	0.016632 (0.04894) [0.33983]	0.013202 (0.02272) [0.58105]
D(LN_KLCI_INDEX(-9))	-0.108286 (0.04846) [-2.23434]	-0.005563 (0.02250) [-0.24724]
D(LN_KLCI_INDEX(-10))	0.123425 (0.04728) [2.61048]	-0.021447 (0.02195) [-0.97709]
D(LN_KLCI_INDEX(-11))	0.109375 (0.04177) [2.61840]	0.016166 (0.01939) [0.83367]
D(LN_KLCI_INDEX(-12))	-0.037930 (0.03961) [-0.95756]	0.008348 (0.01839) [0.45397]
D(LN_MALAYSIA_EX_RATE(-1))	0.082542 (0.09780) [0.84400]	0.020856 (0.04540) [0.45937]
D(LN_MALAYSIA_EX_RATE(-2))	-0.327625 (0.10045) [-3.26165]	0.046275 (0.04663) [0.99236]

D(LN_MALAYSIA_EX_RAT E(-3))	-0.525668 (0.10026) [-5.24291]	0.014885 (0.04655) [0.31980]
D(LN_MALAYSIA_EX_RAT E(-4))	0.097841 (0.11516) [0.84959]	-0.031678 (0.05346) [-0.59254]
D(LN_MALAYSIA_EX_RAT E(-5))	0.230391 (0.11587) [1.98833]	-0.069583 (0.05379) [-1.29357]
D(LN_MALAYSIA_EX_RAT E(-6))	-0.027275 (0.11830) [-0.23057]	-0.068584 (0.05492) [-1.24886]
D(LN_MALAYSIA_EX_RAT E(-7))	0.048070 (0.11315) [0.42484]	-0.025659 (0.05253) [-0.48849]
D(LN_MALAYSIA_EX_RAT E(-8))	0.066728 (0.10581) [0.63061]	-0.101588 (0.04912) [-2.06804]
D(LN_MALAYSIA_EX_RAT E(-9))	-0.070725 (0.10259) [-0.68942]	-0.055491 (0.04762) [-1.16517]
D(LN_MALAYSIA_EX_RAT E(-10))	-0.053987 (0.10292) [-0.52453]	-0.019903 (0.04778) [-0.41655]
D(LN_MALAYSIA_EX_RAT E(-11))	-0.005480 (0.10252) [-0.05345]	-0.188453 (0.04759) [-3.95954]
D(LN_MALAYSIA_EX_RAT E(-12))	0.191669 (0.10088) [1.89997]	-0.170686 (0.04683) [-3.64464]
C	-0.000889 (0.00093) [-0.95614]	0.000134 (0.00043) [0.30920]
<hr/>		
R-squared	0.134363	0.173805
Adj. R-squared	0.086800	0.128409
Sum sq. resids	0.181442	0.039103
S.E. equation	0.019969	0.009270

F-statistic	2.824976	3.828691
Log likelihood	1213.276	1582.378
Akaike AIC	-4.936699	-6.471427
Schwarz SC	-4.710976	-6.245705
Mean dependent	-0.001000	-0.000174
S.D. dependent	0.020897	0.009930

Determinant resid covariance (dof adj.)	3.42E-08
Determinant resid covariance	3.06E-08
Log likelihood	2796.445
Akaike information criterion	-11.40310
Schwarz criterion	-10.93429

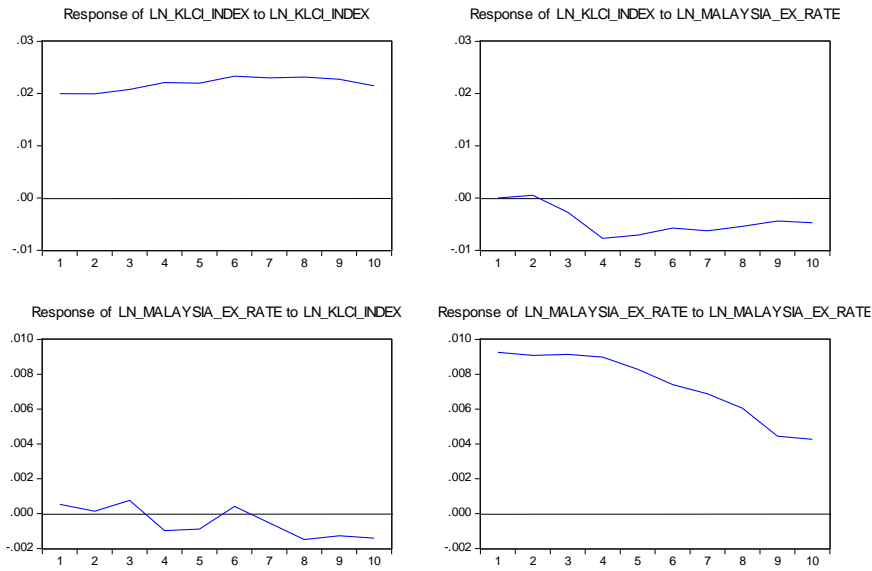
Response
of
LN_KLCI_I
NDEX:

Period	LN_KLCI_IN DEX	LN_MALAYSIA_ EX_RATE
1	0.019969	0.000000
2	0.019932	0.000533
3	0.020793	-0.002741
4	0.022099	-0.007733
5	0.021976	-0.007110
6	0.023305	-0.005744
7	0.022976	-0.006267
8	0.023142	-0.005409
9	0.022723	-0.004402
10	0.021473	-0.004731

Response
of
LN_MALAY
SIA_EX_R
ATE:

Period	LN_KLCI_IN DEX	LN_MALAYSIA_ EX_RATE
1	0.000531	0.009255
2	0.000143	0.009081
3	0.000758	0.009135
4	-0.000975	0.008982
5	-0.000882	0.008279
6	0.000414	0.007407
7	-0.000524	0.006875
8	-0.001481	0.006047
9	-0.001266	0.004447
10	-0.001407	0.004268

Response to Cholesky One S.D. Innovations



Hong-Kong

Null Hypothesis: LN_HONG_KONG_EX_RATE has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 7 (Automatic - based on AIC, maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.390577	0.9826
Test critical values:		
1% level	-3.435307	
5% level	-2.863617	
10% level	-2.567925	

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

Null Hypothesis: D(LN_HONG_KONG_EX_RATE) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 6 (Automatic - based on AIC, maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-16.35418	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.435307	
5% level	-2.863617	
10% level	-2.567925	

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

Null Hypothesis: LN_HONG_KONG_EX_RATE has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 32 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		0.080960	0.9643
Test critical values:	1% level	-3.434004	
	5% level	-2.863041	
	10% level	-2.567616	

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

Null Hypothesis: D(LN_HONG_KONG_EX_RATE) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 40 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-51.47033	0.0001
Test critical values:	1% level	-3.434157	
	5% level	-2.863108	
	10% level	-2.567653	

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

Null Hypothesis: LN_HANG_SENG_INDEX has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 4 (Automatic - based on AIC, maxlag=24)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.627717	0.4681
Test critical values:	1% level	-3.433741	
	5% level	-2.862925	
	10% level	-2.567554	

Null Hypothesis: D(LN_HANG_SENG_INDEX) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 3 (Automatic - based on AIC, maxlag=24)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-21.08623	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.433741	
	5% level	-2.862925	
	10% level	-2.567554	

Null Hypothesis: LN_HANG_SENG_INDEX has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 13 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-1.613396	0.4755
Test critical values:	1% level	-3.433734	
	5% level	-2.862921	
	10% level	-2.567552	

Null Hypothesis: D(LN_HANG_SENG_INDEX) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 15 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-41.93702	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.433735	
	5% level	-2.862922	
	10% level	-2.567553	

Perron Unit root test

Null Hypothesis: LN_HONG_KONG_EX_RATE has a unit root
 Trend Specification: Intercept only
 Break Specification: Intercept only
 Break Type: Innovational outlier

Break Date: 7/20/1999
 Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
 Lag Length: 0 (Automatic - based on Akaike information criterion,
 maxlag=24)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.993985	0.1583
Test critical values:	1% level	-4.949133	
	5% level	-4.443649	
	10% level	-4.193627	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: LN_HONG_KONG_EX_RATE
 Method: Least Squares
 Date: 04/28/17 Time: 15:23
 Sample (adjusted): 1/04/1994 12/28/2000
 Included observations: 1695 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_HONG_KONG_EX_RATE(-1)	0.981961	0.004517	217.4153	0.0000
C	0.036916	0.009242	3.994312	0.0001
INCPTBREAK	0.000119	2.99E-05	3.993587	0.0001
BREAKDUM	7.97E-07	0.000232	0.003431	0.9973
R-squared	0.992616	Mean dependent var		2.047528
Adjusted R-squared	0.992603	S.D. dependent var		0.002692
S.E. of regression	0.000232	Akaike info criterion		-13.90130
Sum squared resid	9.07E-05	Schwarz criterion		-13.88847
Log likelihood	11785.35	Hannan-Quinn criter.		-13.89655
F-statistic	75769.01	Durbin-Watson stat		2.241391
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(LN_HONG_KONG_EX_RATE) has a unit root
Trend Specification: Intercept only
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 10/23/1997
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 0 (Automatic - based on Akaike information criterion,
maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-48.21921	< 0.01
Test critical values:		
1% level	-4.949133	
5% level	-4.443649	
10% level	-4.193627	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Null Hypothesis: LN_HANG_SENG_INDEX has a unit root
Trend Specification: Intercept only
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2/22/1999
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 4 (Automatic - based on Akaike information criterion,
maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.118856	0.6155
Test critical values:		
1% level	-4.949133	
5% level	-4.443649	
10% level	-4.193627	

Null Hypothesis: D(LN_HANG_SENG_INDEX) has a unit root
Trend Specification: Intercept only
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 1/13/1994
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 0 (Automatic - based on Akaike information criterion,
maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-42.24191	< 0.01
Test critical values:		
1% level	-4.949133	
5% level	-4.443649	
10% level	-4.193627	

Johansen

Sample (adjusted): 1/11/1994 12/22/2000
 Included observations: 1383 after adjustments
 Trend assumption: No deterministic trend
 Series: LN_HANG_SENG_INDEX LN_HONG_KONG_EX_RATE
 Lags interval (in first differences): 1 to 5

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.004496	6.735094	12.32090	0.3523
At most 1	0.000364	0.503052	4.129906	0.5411

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	0.004496	6.232042	11.22480	0.3240
At most 1	0.000364	0.503052	4.129906	0.5411

Engle-Granger

Series: LN_HANG_SENG_INDEX LN_HONG_KONG_EX_RATE
 Sample (adjusted): 1/03/1994 12/28/2000
 Included observations: 1760 after adjustments
 Null hypothesis: Series are not cointegrated
 Cointegrating equation deterministic: C
 Automatic lags specification based on Akaike criterion (maxlag=24)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
LN_HANG_SENG_IN DEX	-3.066023	0.0960	-16.68828	0.1079
LN_HONG_KONG_E X_RATE	-1.917049	0.5713	-8.452175	0.4637

Zivot-Andrews

Variable(s)	Exchange rate
t-stat(s)	-2.114760
Lag(s)	24.00000

Break 9/06/1999
 DU1 p-value 0.012683

Dependent Variable: DY
 Method: Least Squares
 Date: 04/28/17 Time: 11:16
 Sample (adjusted): 3/29/1994 11/22/2000
 Included observations: 505 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.031274	0.014788	-2.114760	0.0350
C	0.063945	0.030234	2.115004	0.0349
@TREND	8.18E-08	4.33E-08	1.886302	0.0599
DU	0.000156	6.25E-05	2.502015	0.0127
DY(-1)	-0.119797	0.050299	-2.381686	0.0176
DY(-2)	-0.249885	0.050746	-4.924273	0.0000
DY(-3)	-0.023038	0.051310	-0.449008	0.6536
DY(-4)	-0.061560	0.051377	-1.198201	0.2314
DY(-5)	-0.115876	0.051330	-2.257492	0.0244
DY(-6)	-0.000963	0.049731	-0.019364	0.9846
DY(-7)	-0.102244	0.050032	-2.043572	0.0415
DY(-8)	-0.022446	0.049891	-0.449903	0.6530
DY(-9)	0.021328	0.050194	0.424904	0.6711
DY(-10)	0.030152	0.051554	0.584856	0.5589
DY(-11)	0.042432	0.050934	0.833087	0.4052
DY(-12)	0.053585	0.049451	1.083598	0.2791
DY(-13)	0.002257	0.049253	0.045826	0.9635
DY(-14)	-0.010957	0.048850	-0.224293	0.8226
DY(-15)	0.010679	0.048895	0.218415	0.8272
DY(-16)	0.095255	0.048727	1.954873	0.0512
DY(-17)	0.090226	0.048791	1.849247	0.0650
DY(-18)	-0.021509	0.049017	-0.438795	0.6610
DY(-19)	0.017681	0.048800	0.362310	0.7173
DY(-20)	0.041951	0.048808	0.859518	0.3905
DY(-21)	-0.023468	0.047985	-0.489068	0.6250
DY(-22)	-0.028068	0.046447	-0.604300	0.5459
DY(-23)	0.059997	0.045864	1.308157	0.1915
DY(-24)	-0.029524	0.042840	-0.689178	0.4910

R-squared	0.130102	Mean dependent var	5.22E-06
Adjusted R-squared	0.080862	S.D. dependent var	0.000176
S.E. of regression	0.000169	Akaike info criterion	-14.48198
Sum squared resid	1.36E-05	Schwarz criterion	-14.24775
Log likelihood	3684.700	Hannan-Quinn criter.	-14.39011
F-statistic	2.642220	Durbin-Watson stat	1.907928
Prob(F-statistic)	0.000020		

Variable(s) Stock Prices

t-stat(s)	-4.649475
Lag(s)	4.000000
Break	10/06/1997
DU1 p-value	2.79E-05

Dependent Variable: DY
 Method: Least Squares
 Date: 05/22/17 Time: 11:18
 Sample (adjusted): 1/10/1994 12/29/2000
 Included observations: 1820 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.015205	0.003270	-4.649475	0.0000
C	0.135108	0.029303	4.610747	0.0000
@TREND	1.26E-05	2.69E-06	4.668670	0.0000
DU	-0.009619	0.002290	-4.200795	0.0000
DY(-1)	0.024480	0.023326	1.049488	0.2941
DY(-2)	-0.043185	0.023141	-1.866141	0.0622
DY(-3)	0.102102	0.023137	4.412980	0.0000
DY(-4)	-0.041762	0.023253	-1.796027	0.0727
R-squared	0.027111	Mean dependent var		0.000174
Adjusted R-squared	0.023352	S.D. dependent var		0.019121
S.E. of regression	0.018897	Akaike info criterion		-5.095254
Sum squared resid	0.647051	Schwarz criterion		-5.071049
Log likelihood	4644.681	Hannan-Quinn criter.		-5.086324
F-statistic	7.213320	Durbin-Watson stat		1.995019
Prob(F-statistic)	0.000000			

THE
 GREGORY-
 HANSEN
 COINTEGRA
 TION TEST
 MODEL 2:
 Level Shift

ADF Procedure	
t-stat	-4.677713
Lag	0.000000
Break	9/22/1999

Phillips Procedure	
Za-stat	-115.7745
Za-break	10/09/1997
Zt-stat	-16.97924
Zt-break	10/10/1996

Dependent Variable: Hong Kong ex rate
 Method: Least Squares
 Date: 04/28/17 Time: 11:25
 Sample (adjusted): 1/03/1994 12/28/2000
 Included observations: 1760 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.026287	0.001545	1311.575	0.0000
Hang Seng index	0.002171	0.000167	13.02554	0.0000
@TREND>1496-2	0.005315	9.95E-05	53.41999	0.0000
R-squared	0.797873	Mean dependent var		2.047520
Adjusted R-squared	0.797643	S.D. dependent var		0.002690
S.E. of regression	0.001210	Akaike info criterion		-10.59458
Sum squared resid	0.002573	Schwarz criterion		-10.58525
Log likelihood	9326.230	Hannan-Quinn criter.		-10.59113
F-statistic	3467.782	Durbin-Watson stat		0.048861
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=0)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-39.61600	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.434323	
5% level	-2.863182	
10% level	-2.567692	

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

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 15 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-39.73450	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.434323	
5% level	-2.863182	
10% level	-2.567692	

THE
GREGORY-
HANSEN
COINTEGRA
TION TEST
MODEL 2:
Level Shift

ADF
Procedure

t-stat	-3.798386
Lag	4.000000
Break	4/10/1998

Phillips
Procedure

Za-stat	-94.26593
Za-break	4/23/1998
Zt-stat	-14.15200
Zt-break	11/26/1999

Dependent Variable: Hang Seng index
Method: Least Squares
Date: 05/22/17 Time: 15:23
Sample (adjusted): 1/03/1994 12/28/2000
Included observations: 1760 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-83.91265	5.899900	-14.22272	0.0000
Hong Kong ex rate	45.53444	2.882858	15.79489	0.0000
@TREND>1551-2	0.113347	0.021644	5.236754	0.0000
R-squared	0.477733	Mean dependent var		9.337163
Adjusted R-squared	0.477139	S.D. dependent var		0.229698
S.E. of regression	0.166092	Akaike info criterion		-0.750841
Sum squared resid	48.46985	Schwarz criterion		-0.741512
Log likelihood	663.7401	Hannan-Quinn criter.		-0.747393
F-statistic	803.5911	Durbin-Watson stat		0.017482
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: RESID02 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 3 (Automatic - based on AIC, maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-18.81218	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.434869	
5% level	-2.863423	
10% level	-2.567821	

Null Hypothesis: RESID02 has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 10 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-39.65412	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.434323	
5% level	-2.863182	
10% level	-2.567692	

Hong Kong regime 1

Lags: 8

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLN_HONG_KONG_EX_RATE does not Granger Cause DLN_HANG_SENG_INDEX	977	3.86766	0.0002
DLN_HANG_SENG_INDEX does not Granger Cause DLN_HONG_KONG_EX_RATE		2.17248	0.0273

Vector Error Correction Estimates

Date: 05/24/17 Time: 11:01

Sample (adjusted): 2/04/1994 9/03/1999

Included observations: 812 after adjustments

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

Cointegrating Eq:	CointEq1	
LN_HANG_SENG_INDEX(-1)	1.000000	
LN_HONG_KONG_EX_RATE(-1)	-113.5932 (59.5420) [-1.90778]	
C	223.1993	

Error Correction:	D(LN_HANG_SENG_INDEX)	D(LN_HONG_KONG_EX_RATE)
CointEq1	-0.005962 (0.00318) [-1.87597]	6.92E-05 (3.9E-05) [1.76114]
D(LN_HANG_SENG_INDEX(-1))	0.025343 (0.03583) [0.70737]	-0.000106 (0.00044) [-0.23966]
D(LN_HANG_SENG_INDEX(-2))	0.029178 (0.03437) [0.84906]	-0.000474 (0.00043) [-1.11374]
D(LN_HANG_SENG_INDEX(-3))	0.042516 (0.03338) [1.27372]	-0.000617 (0.00041) [-1.49296]
D(LN_HANG_SENG_INDEX(-4))	-0.043044 (0.03205) [-1.34299]	0.000703 (0.00040) [1.77205]

D(LN_HANG_SENG_INDE X(-5))	0.005317 (0.03240) [0.16407]	0.000300 (0.00040) [0.74821]
D(LN_HANG_SENG_INDE X(-6))	-0.011471 (0.03171) [-0.36174]	0.000800 (0.00039) [2.03955]
D(LN_HANG_SENG_INDE X(-7))	-0.046242 (0.03118) [-1.48291]	-0.001000 (0.00039) [-2.59273]
D(LN_HANG_SENG_INDE X(-8))	-0.008607 (0.03130) [-0.27496]	-0.000162 (0.00039) [-0.41842]
D(LN_HANG_SENG_INDE X(-9))	-0.002772 (0.03208) [-0.08639]	-0.000669 (0.00040) [-1.68584]
D(LN_HANG_SENG_INDE X(-10))	0.075030 (0.03473) [2.16036]	0.000450 (0.00043) [1.04683]
D(LN_HANG_SENG_INDE X(-11))	0.008493 (0.03481) [0.24397]	0.000202 (0.00043) [0.46944]
D(LN_HANG_SENG_INDE X(-12))	0.042634 (0.03441) [1.23887]	-0.000391 (0.00043) [-0.91748]
D(LN_HONG_KONG_EX_ RATE(-1))	-2.829246 (2.96442) [-0.95440]	-0.048927 (0.03667) [-1.33409]
D(LN_HONG_KONG_EX_ RATE(-2))	-7.199676 (2.94281) [-2.44653]	-0.072208 (0.03641) [-1.98339]
D(LN_HONG_KONG_EX_ RATE(-3))	-5.409891 (2.94179) [-1.83898]	0.012187 (0.03639) [0.33487]
D(LN_HONG_KONG_EX_ RATE(-4))	1.683561 (2.97582)	-0.057374 (0.03681)

	[0.56575]	[-1.55844]
D(LN_HONG_KONG_EX_RATE(-5))	0.831339 (2.96470) [0.28041]	-0.168679 (0.03668) [-4.59900]
D(LN_HONG_KONG_EX_RATE(-6))	-5.172208 (2.66757) [-1.93892]	-0.039377 (0.03300) [-1.19320]
D(LN_HONG_KONG_EX_RATE(-7))	-8.093203 (2.63906) [-3.06670]	-0.084953 (0.03265) [-2.60204]
D(LN_HONG_KONG_EX_RATE(-8))	-0.155967 (2.67112) [-0.05839]	-0.059766 (0.03305) [-1.80860]
D(LN_HONG_KONG_EX_RATE(-9))	0.652616 (2.73721) [0.23842]	-0.022952 (0.03386) [-0.67778]
D(LN_HONG_KONG_EX_RATE(-10))	1.912903 (2.70030) [0.70840]	0.018684 (0.03341) [0.55929]
D(LN_HONG_KONG_EX_RATE(-11))	-0.544382 (2.69102) [-0.20230]	0.007208 (0.03329) [0.21650]
D(LN_HONG_KONG_EX_RATE(-12))	4.201037 (2.59686) [1.61774]	0.005310 (0.03213) [0.16529]
C	0.000482 (0.00059) [0.82124]	3.36E-06 (7.3E-06) [0.46283]
<hr/>		
R-squared	0.053811	0.075463
Adj. R-squared	0.023716	0.046057
Sum sq. resids	0.217746	3.33E-05
S.E. equation	0.016644	0.000206
F-statistic	1.788031	2.566214
Log likelihood	2186.735	5753.340
Akaike AIC	-5.322008	-14.10675
Schwarz SC	-5.171531	-13.95627
Mean dependent	0.000450	1.13E-06
S.D. dependent	0.016845	0.000211
<hr/>		
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.17E-11

Determinant resid covariance	1.10E-11
Log likelihood	7940.147
Akaike information criterion	-19.42401
Schwarz criterion	-19.11148

Response
of
LN_HANG_
SENG_INDE
X:

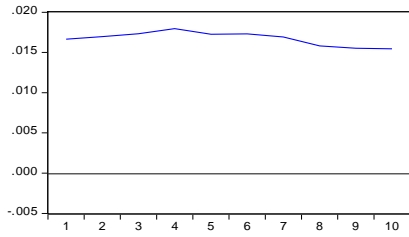
Period	LN_HANG_ SENG_IND	LN_HONG_KON
	EX	G_EX_RATE
1	0.016644	0.000000
2	0.016961	-0.000443
3	0.017337	-0.001769
4	0.017967	-0.002670
5	0.017258	-0.002096
6	0.017310	-0.001769
7	0.016922	-0.002562
8	0.015808	-0.003697
9	0.015518	-0.003238
10	0.015443	-0.002793

Response
of
LN_HONG_
KONG_EX_
RATE:

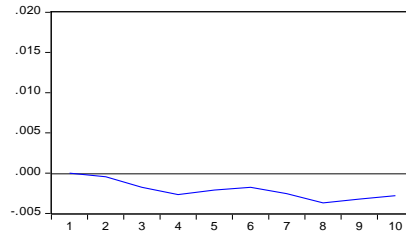
Period	LN_HANG_ SENG_IND	LN_HONG_KON
	EX	G_EX_RATE
1	2.73E-06	0.000206
2	1.96E-06	0.000194
3	-4.95E-06	0.000178
4	-1.37E-05	0.000181
5	-3.68E-07	0.000170
6	5.07E-06	0.000135
7	1.89E-05	0.000131
8	5.12E-06	0.000116
9	4.06E-06	0.000104
10	-5.77E-06	0.000108

Response to Cholesky One S.D. Innovations

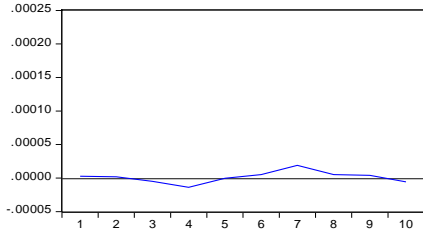
Response of LN_HANG_SENG_INDEX to LN_HANG_SENG_INDEX



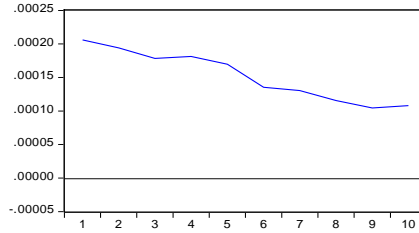
Response of LN_HANG_SENG_INDEX to LN_HONG_KONG_EX_RATE



Response of LN_HONG_KONG_EX_RATE to LN_HANG_SENG_INDEX



Response of LN_HONG_KONG_EX_RATE to LN_HONG_KONG_EX_RATE



Hong Kong regime 2

Lags: 3

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLN_HONG_KONG_EX_RATE does not Granger Cause DLN_HANG_SENG_INDEX	285	5.15572	0.0018
DLN_HANG_SENG_INDEX does not Granger Cause DLN_HONG_KONG_EX_RATE		0.12655	0.9443

Vector Error Correction Estimates

Date: 05/24/17 Time: 11:11

Sample (adjusted): 9/13/1999 12/22/2000

Included observations: 285 after adjustments

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

Cointegrating Eq:	CoIntEq1
LN_HANG_SENG_INDEX(-1)	1.000000
LN_HONG_KONG_EX_RATE(-1)	86.77619 (53.4665) [1.62300]
C	-187.7638

Error Correction:	D(LN_HONG_KONG_EX_RATE)	D(LN_HANG_SENG_INDEX)

CointEq1	-0.011492 (0.00575) [-1.99730]	-6.37E-05 (4.0E-05) [-1.59907]
D(LN_HANG_SENG_INDE X(-1))	0.003494 (0.05879) [0.05942]	0.000150 (0.00041) [0.36910]
D(LN_HANG_SENG_INDE X(-2))	-0.061325 (0.05719) [-1.07227]	-0.000184 (0.00040) [-0.46584]
D(LN_HANG_SENG_INDE X(-3))	0.009561 (0.05601) [0.17071]	9.33E-05 (0.00039) [0.24086]
D(LN_HONG_KONG_EX_ RATE(-1))	-12.30517 (10.1912) [-1.20743]	-0.033169 (0.07052) [-0.47037]
D(LN_HONG_KONG_EX_ RATE(-2))	-28.66266 (9.80239) [-2.92405]	0.032758 (0.06783) [0.48297]
D(LN_HONG_KONG_EX_ RATE(-3))	-27.85188 (9.77035) [-2.85065]	-0.015635 (0.06761) [-0.23127]
C	0.001013 (0.00109) [0.92709]	1.80E-05 (7.6E-06) [2.38139]
R-squared	0.071605	0.012225
Adj. R-squared	0.048144	-0.012736
Sum sq. resids	0.089337	4.28E-06
S.E. equation	0.017959	0.000124
F-statistic	3.052068	0.489761
Log likelihood	745.2683	2162.694
Akaike AIC	-5.173813	-15.12066
Schwarz SC	-5.071287	-15.01813
Mean dependent	9.89E-05	1.77E-05
S.D. dependent	0.018407	0.000123
Determinant resid covariance (dof adj.)		4.92E-12
Determinant resid covariance		4.65E-12
Log likelihood		2909.757
Akaike information criterion		-20.29303
Schwarz criterion		-20.06235

Response
of
LN_HANG_
SENG_IND
EX:

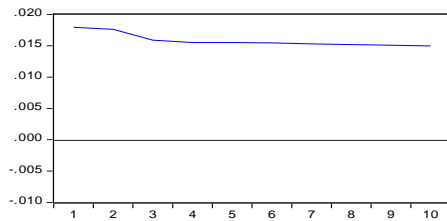
Period	LN_HANG_S ENG_INDEX	LN_HONG_KON G_EX_RATE
1	0.017959	0.000000
2	0.017630	-0.001643
3	0.015899	-0.005228
4	0.015526	-0.008546
5	0.015525	-0.008305
6	0.015459	-0.008176
7	0.015300	-0.008175
8	0.015190	-0.008206
9	0.015089	-0.008216
10	0.014986	-0.008221

Response
of
LN_HONG
_KONG_E
X_RATE:

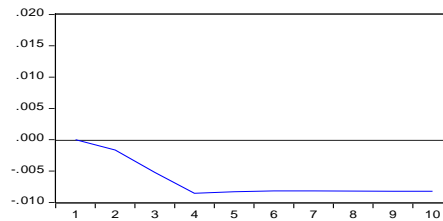
Period	LN_HANG_S ENG_INDEX	LN_HONG_KON G_EX_RATE
1	1.39E-05	0.000123
2	1.49E-05	0.000119
3	1.08E-05	0.000122
4	1.11E-05	0.000119
5	1.02E-05	0.000120
6	9.12E-06	0.000120
7	8.04E-06	0.000119
8	7.03E-06	0.000119
9	6.04E-06	0.000119
10	5.06E-06	0.000119

Response to CholeskyOne S.D. Innovations

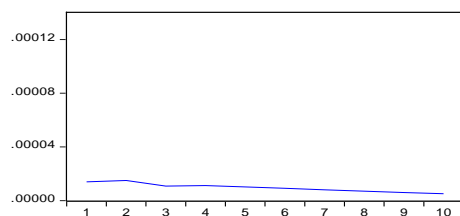
Response of LN_HANG_SENG_INDEX to LN_HANG_SENG_INDEX



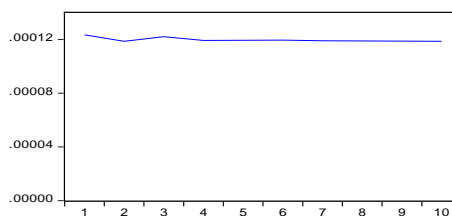
Response of LN_HANG_SENG_INDEX to LN_HONG_KONG_EX_RATE



Response of LN_HONG_KONG_EX_RATE to LN_HANG_SENG_INDEX



Response of LN_HONG_KONG_EX_RATE to LN_HONG_KONG_EX_RATE



Σιγκαπούρη

Null Hypothesis: LN_SINGAPORE_EX_RATE has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 24 (Automatic - based on AIC, maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.845685	0.9947
Test critical values:		
1% level	-3.443072	
5% level	-2.867044	
10% level	-2.569763	

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

Null Hypothesis: D(LN_SINGAPORE_EX_RATE) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 24 (Automatic - based on AIC, maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.326085	0.0004
Test critical values:		
1% level	-3.443635	
5% level	-2.867292	
10% level	-2.569896	

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

Null Hypothesis: LN_SINGAPORE_EX_RATE has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 22 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.568109	0.8750
Test critical values:		
1% level	-3.434002	
5% level	-2.863040	
10% level	-2.567616	

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

Null Hypothesis: D(LN_SINGAPORE_EX_RATE) has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 24 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-43.84042	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.434155	
5% level	-2.863107	
10% level	-2.567652	

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

Null Hypothesis: LN_STRAITS_INDEX has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.154210	0.6960
Test critical values:		
1% level	-3.433734	
5% level	-2.862921	
10% level	-2.567552	

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

Null Hypothesis: D(LN_STRAITS_INDEX) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-42.22174	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.433735	
5% level	-2.862922	
10% level	-2.567553	

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

Null Hypothesis: LN_STRAITS_INDEX has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.181732	0.6845
Test critical values:		
1% level	-3.433734	
5% level	-2.862921	
10% level	-2.567552	

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

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

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-42.22155	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.433735	
5% level	-2.862922	
10% level	-2.567553	

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

Perron unit root test

Null Hypothesis: LN_SINGAPORE_EX_RATE has a unit root
Trend Specification: Intercept only
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 6/16/1997
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 0 (Automatic - based on Akaike information criterion,
maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.570419	0.0358
Test critical values:		
1% level	-4.949133	
5% level	-4.443649	
10% level	-4.193627	

Null Hypothesis: D(LN_SINGAPORE_EX_RATE) has a unit root
Trend Specification: Intercept only
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 5/22/1998
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 0 (Automatic - based on Akaike information criterion,
maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-45.24166	< 0.01
Test critical values:		
1% level	-4.949133	
5% level	-4.443649	
10% level	-4.193627	

Null Hypothesis: LN_STRAITS_INDEX has a unit root
Trend Specification: Intercept only
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 8/09/1999
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 0 (Automatic - based on Akaike information criterion,
maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.734536	0.2652
Test critical values:		
1% level	-4.949133	
5% level	-4.443649	
10% level	-4.193627	

Null Hypothesis: D(LN_STRAITS_INDEX) has a unit root

Trend Specification: Intercept only

Break Specification: Intercept only

Break Type: Innovational outlier

Break Date: 9/07/1998

Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic

Lag Length: 0 (Automatic - based on Akaike information criterion,
maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-43.23613	< 0.01
Test critical values:		
1% level	-4.949133	
5% level	-4.443649	
10% level	-4.193627	

Zivot-Andrew
unit root test

Variable(s)	Exchange rate
t-stat(s)	-2.474176
Lag(s)	24.00000
Break	4/09/1998
DU1 p-value	0.003603

Dependent Variable: DY

Method: Least Squares

Date: 04/06/17 Time: 12:17

Sample (adjusted): 3/03/1994 10/27/2000

Included observations: 505 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.010616	0.004291	-2.474176	0.0137
C	0.003341	0.001672	1.997563	0.0463
@TREND	9.02E-07	6.71E-07	1.343843	0.1796
DU	0.002630	0.000899	2.925558	0.0036
DT	-3.06E-06	1.55E-06	-1.979359	0.0484
DY(-1)	-0.100969	0.044751	-2.256255	0.0245
DY(-2)	-0.113509	0.044923	-2.526758	0.0118
DY(-3)	-0.076422	0.045641	-1.674415	0.0947
DY(-4)	0.033675	0.050690	0.664327	0.5068
DY(-5)	0.040430	0.050946	0.793595	0.4278
DY(-6)	-0.119448	0.048659	-2.454785	0.0145
DY(-7)	-0.064362	0.044170	-1.457146	0.1457
DY(-8)	-0.033590	0.044190	-0.760125	0.4476
DY(-9)	0.045115	0.042230	1.068325	0.2859
DY(-10)	-0.017151	0.041529	-0.412994	0.6798
DY(-11)	-0.095930	0.040857	-2.347953	0.0193
DY(-12)	0.069545	0.041439	1.678248	0.0940
DY(-13)	-0.061463	0.042190	-1.456831	0.1458
DY(-14)	-0.026823	0.042653	-0.628858	0.5297
DY(-15)	-0.055949	0.042081	-1.329548	0.1843

DY(-16)	-0.067703	0.041820	-1.618918	0.1061
DY(-17)	0.022261	0.040508	0.549538	0.5829
DY(-18)	-0.048584	0.040351	-1.204022	0.2292
DY(-19)	0.138032	0.039605	3.485174	0.0005
DY(-20)	0.082547	0.039705	2.078993	0.0382
DY(-21)	-0.033417	0.039642	-0.842970	0.3997
DY(-22)	-0.077996	0.039448	-1.977211	0.0486
DY(-23)	-0.011370	0.039095	-0.290829	0.7713
DY(-24)	-0.130179	0.037674	-3.455389	0.0006

R-squared	0.184945	Mean dependent var	8.11E-05
Adjusted R-squared	0.137001	S.D. dependent var	0.003984
S.E. of regression	0.003701	Akaike info criterion	-8.304488
Sum squared resid	0.006521	Schwarz criterion	-8.061889
Log likelihood	2125.883	Hannan-Quinn criter.	-8.209333
F-statistic	3.857497	Durbin-Watson stat	1.943729
Prob(F-statistic)	0.000000		

Variable(s) Stock prices

t-stat(s)	-4.971721
Lag(s)	0.000000
Break	8/10/1999
DU1 p-value	6.73E-07

Dependent Variable: DY
Method: Least Squares
Date: 05/22/17 Time: 11:23
Sample (adjusted): 1/04/1994 12/29/2000
Included observations: 1824 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.015032	0.003023	-4.971721	0.0000
C	0.107228	0.021666	4.949148	0.0000
@TREND	-8.35E-06	2.52E-06	-3.305427	0.0010
DU	0.023976	0.004808	4.986534	0.0000

R-squared	0.015245	Mean dependent var	0.000234
Adjusted R-squared	0.013622	S.D. dependent var	0.031866
S.E. of regression	0.031648	Akaike info criterion	-4.066099
Sum squared resid	1.822893	Schwarz criterion	-4.054019
Log likelihood	3712.283	Hannan-Quinn criter.	-4.061643
F-statistic	9.392014	Durbin-Watson stat	1.977412
Prob(F-statistic)	0.000004		

Engle-Granger

Date: 04/06/17 Time: 13:01
Series: LN_SINGAPORE_EX_RATE LN_STRAITS_INDEX
Sample: 1/03/1994 12/29/2000
Included observations: 1761
Null hypothesis: Series are not cointegrated
Cointegrating equation deterministics: C

Additional regressor deterministic: @TREND
 Automatic lags specification based on Akaike criterion (maxlag=24)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
LN_SINGAPORE_EX_RATE	0.844372	0.9998	0.602802	0.9982
LN_STRAITS_INDEX	-0.623307	0.9771	-1.118240	0.9867

Johansen

Date: 05/18/17 Time: 13:18
 Sample (adjusted): 1/11/1994 12/25/2000
 Included observations: 1384 after adjustments
 Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)
 Series: LN_SINGAPORE_EX_RATE LN_STRAITS_INDEX
 Lags interval (in first differences): 1 to 5

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.000961	1.510222	20.26184	1.0000
At most 1	0.000130	0.179872	9.164546	1.0000

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	0.000961	1.330351	15.89210	1.0000
At most 1	0.000130	0.179872	9.164546	1.0000

THE
 GREGORY-
 HANSEN
 COINTEGRA
 TION TEST
 MODEL 2:
 Level Shift

ADF
 Procedure

t-stat	-5.608185
Lag	1.000000
Break	8/16/1999

Phillips
Procedure

Za-stat -114.8782
Za-break 9/16/1999
Zt-stat -31.53852
Zt-break 5/02/1995

Dependent Variable: Singapore ex rate
Method: Least Squares
Date: 04/06/17 Time: 12:24
Sample: 1/03/1994 12/29/2000
Included observations: 1761

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.530660	0.024610	62.19722	0.0000
Straits index	-0.163834	0.003631	-45.12257	0.0000
@TREND>1497-2	0.265546	0.004416	60.12621	0.0000
R-squared	0.672923	Mean dependent var		0.443164
Adjusted R-squared	0.672551	S.D. dependent var		0.084389
S.E. of regression	0.048290	Akaike info criterion		-3.221480
Sum squared resid	4.099532	Schwarz criterion		-3.212155
Log likelihood	2839.513	Hannan-Quinn criter.		-3.218034
F-statistic	1808.444	Durbin-Watson stat		0.037117
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=8)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-26.66758	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.434497	
5% level	-2.863258	
10% level	-2.567733	

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

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-39.59137	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.434320	
5% level	-2.863180	
10% level	-2.567691	

THE
GREGORY-
HANSEN
COINTEGRATION TEST
MODEL 2:
Level Shift

ADF
Procedure

t-stat	-5.550217
Lag	10.00000
Break	8/05/1999

Phillips
Procedure

Za-stat	-135.5797
Za-break	9/16/1999
Zt-stat	-23.94632
Zt-break	12/10/1997

Dependent Variable: Straits index
Method: Least Squares
Date: 05/22/17 Time: 15:33
Sample: 1/03/1994 12/29/2000
Included observations: 1761

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.938127	0.042066	188.7044	0.0000
Singapore ex rate	-2.676337	0.097360	-27.48896	0.0000
@TREND>1551-2	1.181005	0.022937	51.48828	0.0000

R-squared	0.601402	Mean dependent var	6.930461
Adjusted R-squared	0.600949	S.D. dependent var	0.468032
S.E. of regression	0.295658	Akaike info criterion	0.402475
Sum squared resid	153.6732	Schwarz criterion	0.411800
Log likelihood	-351.3793	Hannan-Quinn criter.	0.405921
F-statistic	1326.230	Durbin-Watson stat	0.022630
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: RESID02 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 9 (Automatic - based on AIC, maxlag=50)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.078566	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.436366	
5% level	-2.864084	
10% level	-2.568176	

Null Hypothesis: RESID02 has a unit root
Exogenous: Constant

Bandwidth: 7 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-39.48932	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.434320	
5% level	-2.863180	
10% level	-2.567691	

Singapore regime 1

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLN_STRAITS_INDEX does not Granger Cause DLN_SINGAPORE_EX_RATE	802	6.74727	0.0096
DLN_SINGAPORE_EX_RATE does not Granger Cause DLN_STRAITS_INDEX		1.51136	0.2193

Vector Error Correction Estimates

Date: 05/24/17 Time: 11:26

Sample (adjusted): 1/06/1994 6/09/1997

Included observations: 769 after adjustments

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

Cointegrating Eq:	CointEq1	
LN_SINGAPORE_EX_RATE(-1)	1.000000	
LN_STRAITS_INDEX(-1)	0.241452 (0.10755) [2.24492]	
C	-2.051935	
	D(LN_SINGAPORE_EX_RATE D(LN_STRAITS_INDEX))	
Error Correction:		
CointEq1	-0.003837 (0.00196) [-1.95653]	-0.044368 (0.01100) [-4.03252]
D(LN_SINGAPORE_EX_RATE(-1))	-0.124025 (0.03629) [-3.41799]	0.178202 (0.20357) [0.87537]
D(LN_SINGAPORE_EX_RATE(-2))	-0.071449 (0.03618) [-1.97506]	-0.164405 (0.20295) [-0.81006]

D(LN_STRAITS_INDEX(-1))	-0.015899 (0.00645) [-2.46408]	0.123823 (0.03620) [3.42059]
D(LN_STRAITS_INDEX(-2))	0.000212 (0.00645) [0.03294]	-0.073410 (0.03617) [-2.02934]
C	-0.000201 (7.9E-05) [-2.53740]	-0.000200 (0.00044) [-0.45033]

R-squared	0.030605	0.042061
Adj. R-squared	0.024253	0.035784
Sum sq. resids	0.003632	0.114332
S.E. equation	0.002182	0.012241
F-statistic	4.817833	6.700353
Log likelihood	3623.935	2297.720
Akaike AIC	-9.409453	-5.960260
Schwarz SC	-9.373211	-5.924018
Mean dependent	-0.000170	-0.000227
S.D. dependent	0.002209	0.012466

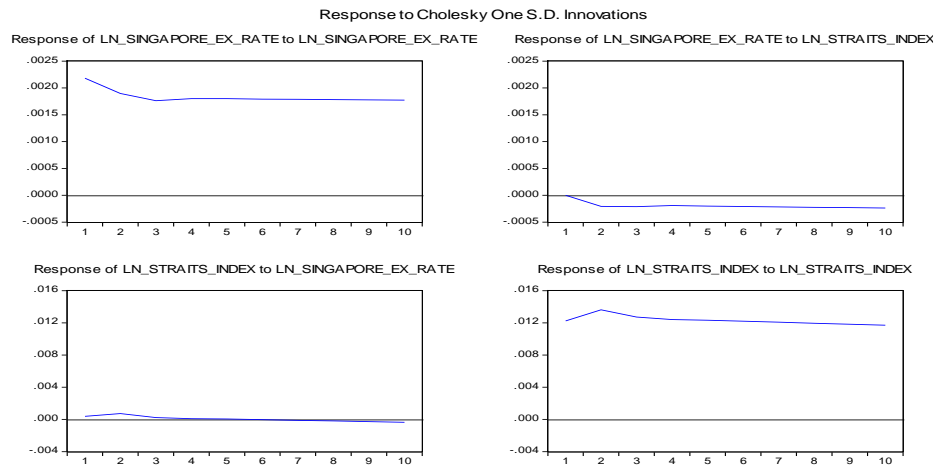
Determinant resid covariance (dof adj.)	7.13E-10
Determinant resid covariance	7.02E-10
Log likelihood	5922.043
Akaike information criterion	-15.36552
Schwarz criterion	-15.28096

Respo
nse of
LN_SIN
GAPOR
E_EX_
RATE:

Period	LN_SINGAPORE _EX_RATE	LN_STRAITS_IN DEX
1	0.002182	0.000000
2	0.001896	-0.000206
3	0.001763	-0.000212
4	0.001801	-0.000193
5	0.001801	-0.000201
6	0.001791	-0.000210
7	0.001787	-0.000217
8	0.001783	-0.000224
9	0.001778	-0.000231
10	0.001774	-0.000237

Respo
nse of
LN_ST
RAITS_
INDEX:

Period	LN_SINGAPORE_EX_RATE	LN_STRAITS_INDEX
1	0.000389	0.012235
2	0.000725	0.013619
3	0.000236	0.012719
4	9.37E-05	0.012411
5	5.97E-05	0.012319
6	-2.08E-05	0.012203
7	-0.000109	0.012073
8	-0.000192	0.011947
9	-0.000272	0.011822
10	-0.000352	0.011700



Singapore regime 2

Lags: 6

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLN_STRAITS_INDEX does not Granger Cause DLN_SINGAPORE_EX_RATE	672	1.20472	0.3018
DLN_SINGAPORE_EX_RATE does not Granger Cause DLN_STRAITS_INDEX		0.10941	0.9954

Vector Error Correction Estimates

Date: 05/24/17 Time: 11:32

Sample (adjusted): 6/25/1997 12/25/2000

Included observations: 672 after adjustments

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

Cointegrating Eq:	CoIntEq1
LN_SINGAPORE_EX_RATE E(-1)	1.000000
LN_STRAITS_INDEX(-1)	-0.014469 (0.02039)

[-0.70958]

C

-0.417749

Error Correction:	D(LN_SINGAP ORE_EX_RATE)	D(LN_STRAITS _INDEX)
CointEq1	-0.015660 (0.00506) [-3.09252]	0.026182 (0.04608) [0.56822]
D(LN_SINGAPORE_EX_R ATE(-1))	-0.060707 (0.03832) [-1.58427]	-0.153121 (0.34867) [-0.43916]
D(LN_SINGAPORE_EX_R ATE(-2))	0.041676 (0.03860) [1.07979]	-0.073903 (0.35120) [-0.21043]
D(LN_SINGAPORE_EX_R ATE(-3))	-0.050389 (0.03874) [-1.30082]	0.008164 (0.35248) [0.02316]
D(LN_SINGAPORE_EX_R ATE(-4))	-0.033357 (0.04040) [-0.82576]	-0.201650 (0.36758) [-0.54860]
D(LN_SINGAPORE_EX_R ATE(-5))	0.008579 (0.03957) [0.21679]	0.075421 (0.36007) [0.20946]
D(LN_SINGAPORE_EX_R ATE(-6))	-0.152347 (0.03939) [-3.86735]	0.105803 (0.35845) [0.29517]
D(LN_STRAITS_INDEX(- 1))	-0.005786 (0.00428) [-1.35214]	-0.005082 (0.03894) [-0.13052]
D(LN_STRAITS_INDEX(- 2))	0.006294 (0.00430) [1.46283]	0.007326 (0.03915) [0.18710]
D(LN_STRAITS_INDEX(- 3))	0.000764 (0.00430) [0.17792]	0.004084 (0.03909) [0.10446]
D(LN_STRAITS_INDEX(- 4))	-0.003122	-0.044808

	(0.00431)	(0.03922)
	[-0.72435]	[-1.14250]
D(LN_STRAITS_INDEX(-5))	-0.007202 (0.00432) [-1.66555]	0.043819 (0.03934) [1.11372]
D(LN_STRAITS_INDEX(-6))	-0.001276 (0.00442) [-0.28889]	-0.015964 (0.04019) [-0.39719]
C	5.68E-05 (0.00021) [0.27251]	0.000597 (0.00190) [0.31484]
<hr/>		
R-squared	0.057081	0.005890
Adj. R-squared	0.038452	-0.013751
Sum sq. resids	0.019110	1.582260
S.E. equation	0.005389	0.049037
F-statistic	3.064103	0.299886
Log likelihood	2563.659	1079.745
Akaike AIC	-7.588272	-3.171860
Schwarz SC	-7.494309	-3.077896
Mean dependent	-8.81E-07	0.000570
S.D. dependent	0.005496	0.048704
<hr/>		
Determinant resid covariance (dof adj.)		6.98E-08
Determinant resid covariance		6.70E-08
Log likelihood		3643.436
Akaike information criterion		-10.75427
Schwarz criterion		-10.55292
<hr/>		

Response of
LN_SINGAPO
RE_EX_RATE:

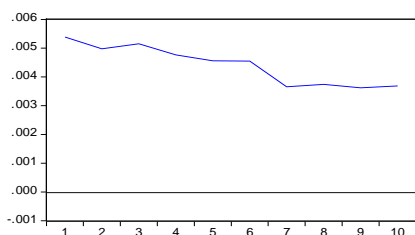
Period	LN_SINGAPORE_EX_RATE	LN_STRAITS_INDEX
1	0.005389	0.000000
2	0.004980	-0.000273
3	0.005152	6.94E-05
4	0.004769	8.10E-05
5	0.004564	-3.36E-05
6	0.004551	-0.000361
7	0.003658	-0.000432
8	0.003743	-0.000359
9	0.003624	-0.000381
10	0.003685	-0.000340

Response of
LN_STRAITS_INDEX:

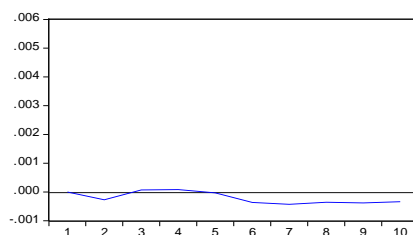
Period	LN_SING APORE_ EX_RATE	LN_STRAITS_IN DEX
1	-0.000476	0.049035
2	-0.001157	0.048767
3	-0.001362	0.049144
4	-0.001185	0.049291
5	-0.002087	0.047049
6	-0.001402	0.049280
7	-0.000787	0.048382
8	-0.000515	0.048407
9	-0.000276	0.048534
10	-0.000300	0.048357

Response to Cholesky One S.D. Innovations

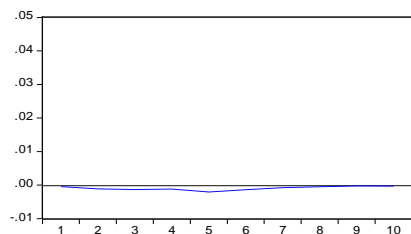
Response of LN_SINGAPORE_EX_RATE to LN_SINGAPORE_EX_RATE



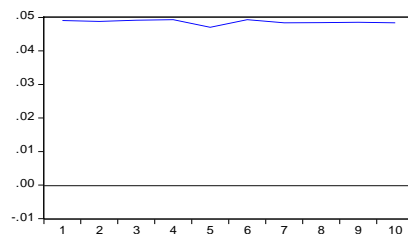
Response of LN_SINGAPORE_EX_RATE to LN_STRAITS_INDEX



Response of LN_STRAITS_INDEX to LN_SINGAPORE_EX_RATE



Response of LN_STRAITS_INDEX to LN_STRAITS_INDEX



Νότια Κορέα

Null Hypothesis: LN_KOPSI_INDEX has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 5 (Automatic - based on AIC, maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.199254	0.6769
Test critical values:		
1% level	-3.433743	
5% level	-2.862925	
10% level	-2.567554	

Null Hypothesis: D(LN_KOPSI_INDEX) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 4 (Automatic - based on AIC, maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-20.82249	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.433743	
5% level	-2.862925	
10% level	-2.567554	

Null Hypothesis: LN_KOPSI_INDEX has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 14 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.302635	0.6304
Test critical values:		
1% level	-3.433734	
5% level	-2.862921	
10% level	-2.567552	

Null Hypothesis: D(LN_KOPSI_INDEX) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 17 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-38.80317	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.433735	
5% level	-2.862922	
10% level	-2.567553	

Null Hypothesis: LN_SOUTH_KOREA_EX_RATE has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 24 (Automatic - based on AIC, maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.338275	0.6136
Test critical values:		
1% level	-3.433781	
5% level	-2.862942	
10% level	-2.567563	

Null Hypothesis: D(LN_SOUTH_KOREA_EX_RATE) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 24 (Automatic - based on AIC, maxlag=24)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.860471	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.433783	
	5% level	-2.862943	
	10% level	-2.567564	

Null Hypothesis: LN_SOUTH_KOREA_EX_RATE has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 34 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-1.187313	0.6821
Test critical values:	1% level	-3.433734	
	5% level	-2.862921	
	10% level	-2.567552	

Null Hypothesis: D(LN_SOUTH_KOREA_EX_RATE) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 49 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-35.31873	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.433735	
	5% level	-2.862922	
	10% level	-2.567553	

Perron unit root test

Null Hypothesis: LN_SOUTH_KOREA_EX_RATE has a unit root
 Trend Specification: Intercept only
 Break Specification: Intercept only
 Break Type: Innovational outlier

Break Date: 10/22/1997
 Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
 Lag Length: 24 (Automatic - based on Akaike information criterion,
 maxlag=24)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.472465	0.0466
Test critical values:	1% level	-4.949133	
	5% level	-4.443649	
	10% level	-4.193627	

Null Hypothesis: D(LN_SOUTH_KOREA_EX_RATE) has a unit root
 Trend Specification: Intercept only
 Break Specification: Intercept only
 Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2/08/1994
 Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
 Lag Length: 0 (Automatic - based on Akaike information criterion,
 maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-35.24298	< 0.01
Test critical values:		
1% level	-4.949133	
5% level	-4.443649	
10% level	-4.193627	

Null Hypothesis: LN_KOPSI_INDEX has a unit root
 Trend Specification: Intercept only
 Break Specification: Intercept only
 Break Type: Innovational outlier

Break Date: 5/07/1996
 Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
 Lag Length: 5 (Automatic - based on Akaike information criterion,
 maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.936406	0.9855
Test critical values:		
1% level	-4.949133	
5% level	-4.443649	
10% level	-4.193627	

Null Hypothesis: D(LN_KOPSI_INDEX) has a unit root
 Trend Specification: Intercept only
 Break Specification: Intercept only
 Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2/07/1994
 Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
 Lag Length: 0 (Automatic - based on Akaike information criterion,
 maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-38.98825	< 0.01
Test critical values:		
1% level	-4.949133	
5% level	-4.443649	
10% level	-4.193627	

Zivot-Andrews

Variable(s)	Exchange rate
t-stat(s)	-4.564556
Lag(s)	24.00000
Break	10/23/1997
DU1 p-value	9.53E-05

Dependent Variable: DY

Method: Least Squares

Date: 05/14/17 Time: 16:52

Sample (adjusted): 2/07/1994 12/29/2000

Included observations: 1800 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.013028	0.002854	-4.564556	0.0000
C	0.087738	0.019183	4.573729	0.0000
@TREND	-7.48E-07	9.30E-07	-0.804705	0.4211
DU	0.006263	0.001601	3.911119	0.0001
DY(-1)	0.111838	0.023524	4.754270	0.0000
DY(-2)	-0.033089	0.023673	-1.397771	0.1624
DY(-3)	-0.102956	0.023679	-4.347918	0.0000
DY(-4)	-0.110340	0.023764	-4.643122	0.0000
DY(-5)	-0.077936	0.023866	-3.265604	0.0011
DY(-6)	0.005684	0.023944	0.237381	0.8124
DY(-7)	-0.003980	0.023659	-0.168233	0.8664
DY(-8)	0.129780	0.023664	5.484224	0.0000
DY(-9)	0.206130	0.023655	8.713917	0.0000
DY(-10)	0.051199	0.024127	2.122031	0.0340
DY(-11)	-0.016557	0.024139	-0.685910	0.4929
DY(-12)	0.014756	0.023891	0.617647	0.5369
DY(-13)	0.154920	0.023895	6.483391	0.0000
DY(-14)	-0.033502	0.024169	-1.386156	0.1659
DY(-15)	0.057492	0.024165	2.379172	0.0175
DY(-16)	0.143358	0.023741	6.038449	0.0000
DY(-17)	0.023295	0.023803	0.978653	0.3279
DY(-18)	-0.147860	0.023808	-6.210455	0.0000
DY(-19)	0.011641	0.024079	0.483454	0.6288
DY(-20)	0.068845	0.023995	2.869125	0.0042
DY(-21)	0.076810	0.023896	3.214414	0.0013
DY(-22)	-0.015187	0.023817	-0.637659	0.5238
DY(-23)	0.022926	0.023804	0.963109	0.3356
DY(-24)	-0.082611	0.023679	-3.488744	0.0005
R-squared	0.232093	Mean dependent var		0.000249
Adjusted R-squared	0.220392	S.D. dependent var		0.011611
S.E. of regression	0.010252	Akaike info criterion		-6.307211
Sum squared resid	0.186252	Schwarz criterion		-6.221724
Log likelihood	5704.489	Hannan-Quinn criter.		-6.275654
F-statistic	19.83591	Durbin-Watson stat		1.973227
Prob(F-statistic)	0.000000			

Variable(s) Stock Prices

t-stat(s) -4.220083
 Lag(s) 5.000000
 Break 10/09/1998
 DU1 p-value 2.78E-07

Dependent Variable: DY

Method: Least Squares

Date: 05/22/17 Time: 11:27

Sample (adjusted): 1/11/1994 12/29/2000

Included observations: 1819 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.009048	0.002144	-4.220083	0.0000
C	0.065815	0.015147	4.345075	0.0000
@TREND	-1.12E-05	2.25E-06	-5.002373	0.0000
DU	0.011791	0.002286	5.157538	0.0000
DY(-1)	0.085729	0.023318	3.676580	0.0002
DY(-2)	-0.037946	0.023404	-1.621326	0.1051
DY(-3)	-0.031907	0.023409	-1.363040	0.1730
DY(-4)	-0.016260	0.023403	-0.694783	0.4873
DY(-5)	-0.071220	0.023321	-3.053860	0.0023

R-squared	0.030155	Mean dependent var	-0.000301
Adjusted R-squared	0.025869	S.D. dependent var	0.021902
S.E. of regression	0.021617	Akaike info criterion	-4.825730
Sum squared resid	0.845810	Schwarz criterion	-4.798487
Log likelihood	4398.001	Hannan-Quinn criter.	-4.815679
F-statistic	7.034787	Durbin-Watson stat	2.001124
Prob(F-statistic)	0.000000		

Johansen cointegration

Sample (adjusted): 1/11/1994 12/29/2000

Included observations: 1819 after adjustments

Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)

Series: LN_KOPSI_INDEX LN_SOUTH_KOREA_EX_RATE

Lags interval (in first differences): 1 to 5

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.007166	15.08719	20.26184	0.2214
At most 1	0.001102	2.004753	9.164546	0.7768

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	0.007166	13.08243	15.89210	0.1315
At most 1	0.001102	2.004753	9.164546	0.7768

Engle-Granger

Series: LN_KOPSI_INDEX LN_SOUTH_KOREA_EX_RATE

Sample: 1/03/1994 12/29/2000

Included observations: 1825

Null hypothesis: Series are not cointegrated

Cointegrating equation deterministics: C

Automatic lags specification based on Akaike criterion (maxlag=24)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
LN_KOPSI_INDEX	-1.870143	0.5953	-7.188097	0.5574
LN_SOUTH_KOREA_ EX_RATE	-2.413227	0.3188	-12.90323	0.2204

THE
GREGORY-
HANSEN
COINTEGRA
TION TEST
MODEL 2:
Level Shift

ADF
Procedure

t-stat	-5.629720
Lag	23.00000
Break	10/15/1997

Phillips
Procedure

Za-stat	-50.16155
Za-break	11/20/1997
Zt-stat	-5.035654
Zt-break	11/20/1997

Dependent Variable: South Korea ex rate

Method: Least Squares

Date: 05/14/17 Time: 16:58

Sample: 1/03/1994 12/29/2000

Included observations: 1825

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.451543	0.013575	548.9032	0.0000
Kopsi index	-0.000769	1.71E-05	-45.06511	0.0000
@TREND>1551-2	0.153307	0.009791	15.65843	0.0000
R-squared	0.560059	Mean dependent var		6.889265
Adjusted R-squared	0.559576	S.D. dependent var		0.225369
S.E. of regression	0.149565	Akaike info criterion		-0.960535
Sum squared resid	40.75734	Schwarz criterion		-0.951478
Log likelihood	879.4879	Hannan-Quinn criter.		-0.957194
F-statistic	1159.733	Durbin-Watson stat		0.009827
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: RESIDGH has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 24 (Automatic - based on AIC, maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.226986	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.433785	
5% level	-2.862944	
10% level	-2.567564	

Null Hypothesis: RESIDGH has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 24 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-42.55969	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.433737	
5% level	-2.862923	
10% level	-2.567553	

THE
GREGORY-
HANSEN
COINTEGRATION TEST
MODEL 2:
Level Shift

ADF
Procedure

t-stat -3.989624
Lag 24.00000
Break 1/18/1999

Phillips
Procedure

Za-stat -23.22832
Za-break 11/28/1997
Zt-stat -3.400881
Zt-break 11/28/1997

Dependent Variable: Kopsi index
Method: Least Squares
Date: 05/22/17 Time: 15:48
Sample: 1/03/1994 12/29/2000
Included observations: 1825

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	14.14513	0.160815	87.95921	0.0000
South Korea ex rate	-1.100932	0.023414	-47.01990	0.0000
@TREND>1551-2	0.189260	0.014746	12.83439	0.0000

R-squared	0.548234	Mean dependent var	6.589037
Adjusted R-squared	0.547738	S.D. dependent var	0.323225
S.E. of regression	0.217370	Akaike info criterion	-0.212790
Sum squared resid	86.08893	Schwarz criterion	-0.203733
Log likelihood	197.1706	Hannan-Quinn criter.	-0.209449
F-statistic	1105.531	Durbin-Watson stat	0.010761
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: RESID02 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 24 (Automatic - based on AIC, maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.147908	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.433785	
5% level	-2.862944	
10% level	-2.567564	

Null Hypothesis: RESID02 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 17 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-42.67241	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.433737	
5% level	-2.862923	
10% level	-2.567553	

South Korea regime 1

Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLN_SOUTH_KOREA_EX_RATE does not Granger Cause DLN_KOPSI_INDEX	988	0.80031	0.5495
DLN_KOPSI_INDEX does not Granger Cause DLN_SOUTH_KOREA_EX_RATE		2.92050	0.0126

Vector Error Correction Estimates

Date: 05/24/17 Time: 11:40

Sample (adjusted): 1/11/1994 10/23/1997

Included observations: 988 after adjustments

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

Cointegrating Eq:	CointEq1	
LN_KOPSI_INDEX(-1)	1.000000	
LN_SOUTH_KOREA_EX_RATE(-1)	1.483536 (0.45925) [3.23032]	
C	-16.69283	

Error Correction:	D(LN_KOPSI_INDEX)	D(LN_SOUTH_KOREA_EX_RATE)
CointEq1	-0.003755 (0.00436) [-0.86123]	-0.002703 (0.00079) [-3.40608]
D(LN_KOPSI_INDEX(-1))	0.126294 (0.03225) [3.91621]	0.003470 (0.00587) [0.59122]
D(LN_KOPSI_INDEX(-2))	-0.017990 (0.03284) [-0.54778]	0.006988 (0.00598) [1.16926]

D(LN_KOPSI_INDEX(-3))	0.035036 (0.03284) [1.06688]	-0.020022 (0.00598) [-3.35033]
D(LN_KOPSI_INDEX(-4))	-0.006768 (0.03307) [-0.20465]	0.009177 (0.00602) [1.52476]
D(LN_KOPSI_INDEX(-5))	-0.053445 (0.03289) [-1.62515]	0.001745 (0.00598) [0.29149]
D(LN_SOUTH_KOREA_EX _RATE(-1))	0.055091 (0.17651) [0.31212]	0.012577 (0.03212) [0.39156]
D(LN_SOUTH_KOREA_EX _RATE(-2))	0.085690 (0.17749) [0.48280]	-0.081921 (0.03230) [-2.53629]
D(LN_SOUTH_KOREA_EX _RATE(-3))	0.231514 (0.17653) [1.31149]	-0.098922 (0.03213) [-3.07925]
D(LN_SOUTH_KOREA_EX _RATE(-4))	-0.230614 (0.17845) [-1.29233]	0.040110 (0.03247) [1.23513]
D(LN_SOUTH_KOREA_EX _RATE(-5))	0.020242 (0.17865) [0.11331]	0.101727 (0.03251) [3.12892]
C	-0.000362 (0.00038) [-0.94056]	0.000133 (7.0E-05) [1.89410]

R-squared	0.023431	0.054601
Adj. R-squared	0.012425	0.043946
Sum sq. resids	0.139372	0.004616
S.E. equation	0.011950	0.002175
F-statistic	2.128880	5.124383
Log likelihood	2978.035	4661.425
Akaike AIC	-6.004120	-9.411792
Schwarz SC	-5.944658	-9.352331
Mean dependent	-0.000373	0.000128
S.D. dependent	0.012025	0.002224

Determinant resid covariance (dof adj.)	6.63E-10
Determinant resid covariance	6.47E-10
Log likelihood	7648.698
Akaike information criterion	-15.43056
Schwarz criterion	-15.30173

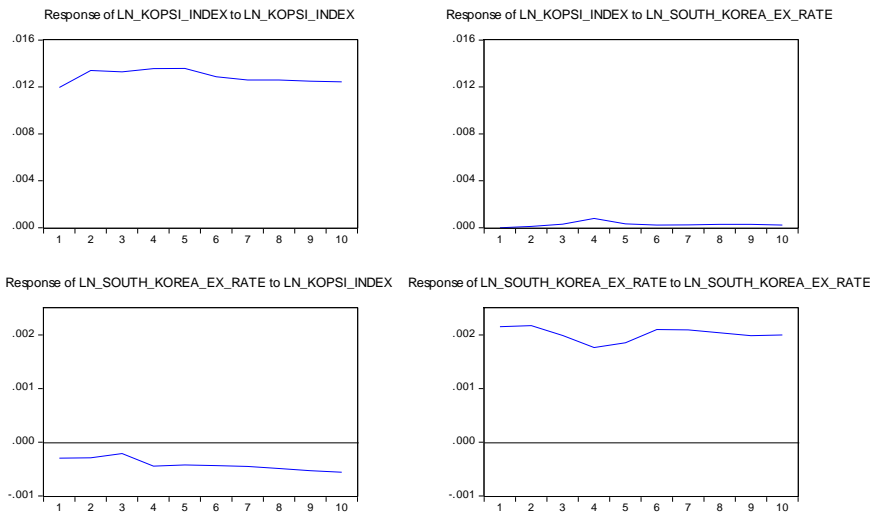
Response
of
LN_KOPSI
_INDEX:

Period	LN_KOPSI_I NDEX	LN_SOUTH_KO REA_EX_RATE
1	0.011950	0.000000
2	0.013400	0.000107
3	0.013294	0.000293
4	0.013561	0.000793
5	0.013581	0.000323
6	0.012870	0.000231
7	0.012596	0.000238
8	0.012593	0.000288
9	0.012496	0.000284
10	0.012429	0.000231

Response
of
LN_SOUT
H_KOREA
_EX_RATE
:

Period	LN_KOPSI_I NDEX	LN_SOUTH_KO REA_EX_RATE
1	-0.000296	0.002154
2	-0.000289	0.002173
3	-0.000212	0.001988
4	-0.000446	0.001764
5	-0.000422	0.001852
6	-0.000437	0.002101
7	-0.000451	0.002093
8	-0.000491	0.002040
9	-0.000530	0.001986
10	-0.000557	0.001999

Response to Cholesky One S.D. Innovations



South Korea regime 2

Lags: 18

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLN_SOUTH_KOREA_EX_RATE does not Granger Cause DLN_KOPSI_INDEX	812	2.69257	0.0002
DLN_KOPSI_INDEX does not Granger Cause DLN_SOUTH_KOREA_EX_RATE		1.46631	0.0948

Vector Error Correction Estimates

Date: 05/24/17 Time: 11:47

Sample (adjusted): 11/20/1997 12/29/2000

Included observations: 812 after adjustments

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

Cointegrating Eq:	CointEq1	
LN_KOPSI_INDEX(-1)	1.000000	
LN_SOUTH_KOREA_EX_RATE(-1)	5.142275 (1.05076) [4.89385]	
C	-43.01429	

Error Correction:	D(LN_KOPSI_INDEX)	D(LN_SOUTH_KOREA_EX_RATE)
CointEq1	0.003013 (0.00237) [1.27112]	-0.004661 (0.00125) [-3.74275]

D(LN_KOPSI_INDEX(-1))	0.063682 (0.03722) [1.71104]	-0.004482 (0.01955) [-0.22923]
D(LN_KOPSI_INDEX(-2))	-0.037402 (0.03725) [-1.00421]	0.013095 (0.01957) [0.66931]
D(LN_KOPSI_INDEX(-3))	-0.028406 (0.03707) [-0.76637]	0.007039 (0.01947) [0.36150]
D(LN_KOPSI_INDEX(-4))	0.013722 (0.03706) [0.37025]	-0.012909 (0.01947) [-0.66310]
D(LN_KOPSI_INDEX(-5))	-0.055773 (0.03693) [-1.51036]	-0.016075 (0.01940) [-0.82868]
D(LN_KOPSI_INDEX(-6))	-0.016268 (0.03690) [-0.44081]	0.027620 (0.01939) [1.42473]
D(LN_KOPSI_INDEX(-7))	0.032744 (0.03690) [0.88742]	-0.057900 (0.01938) [-2.98722]
D(LN_KOPSI_INDEX(-8))	-0.019129 (0.03703) [-0.51658]	-0.000368 (0.01945) [-0.01891]
D(LN_KOPSI_INDEX(-9))	0.023616 (0.03690) [0.63992]	-0.040802 (0.01939) [-2.10469]
D(LN_KOPSI_INDEX(-10))	0.015794 (0.03697) [0.42719]	0.014516 (0.01942) [0.74742]
D(LN_KOPSI_INDEX(-11))	0.008663 (0.03696) [0.23439]	0.033545 (0.01942) [1.72770]
D(LN_KOPSI_INDEX(-12))	0.013335 (0.03691) [0.36126]	-0.008780 (0.01939) [-0.45282]
D(LN_KOPSI_INDEX(-13))	-0.033880 (0.03671) [-0.92279]	0.027897 (0.01929) [1.44648]
D(LN_KOPSI_INDEX(-14))	0.072966 (0.03665) [1.99097]	-0.010609 (0.01925) [-0.55109]
D(LN_KOPSI_INDEX(-15))	0.033977	-0.004039

	(0.03675) [0.92446]	(0.01931) [-0.20920]
D(LN_KOPSI_INDEX(-16))	-0.054248 (0.03674) [-1.47669]	0.009357 (0.01930) [0.48489]
D(LN_KOPSI_INDEX(-17))	0.011720 (0.03661) [0.32016]	-0.012851 (0.01923) [-0.66828]
D(LN_KOPSI_INDEX(-18))	0.026101 (0.03648) [0.71542]	0.030958 (0.01916) [1.61534]
D(LN_SOUTH_KOREA_EX _RATE(-1))	-0.137210 (0.06905) [-1.98702]	0.119796 (0.03627) [3.30253]
D(LN_SOUTH_KOREA_EX _RATE(-2))	-0.148264 (0.06955) [-2.13177]	-0.047673 (0.03653) [-1.30487]
D(LN_SOUTH_KOREA_EX _RATE(-3))	0.142404 (0.06955) [2.04745]	-0.117136 (0.03654) [-3.20605]
D(LN_SOUTH_KOREA_EX _RATE(-4))	0.032037 (0.07006) [0.45730]	-0.100544 (0.03680) [-2.73203]
D(LN_SOUTH_KOREA_EX _RATE(-5))	0.056005 (0.07034) [0.79622]	-0.093872 (0.03695) [-2.54058]
D(LN_SOUTH_KOREA_EX _RATE(-6))	-0.055500 (0.06980) [-0.79509]	0.038375 (0.03667) [1.04653]
D(LN_SOUTH_KOREA_EX _RATE(-7))	0.145915 (0.06972) [2.09283]	-0.027909 (0.03663) [-0.76202]
D(LN_SOUTH_KOREA_EX _RATE(-8))	-0.058828 (0.06979) [-0.84291]	0.132164 (0.03666) [3.60491]
D(LN_SOUTH_KOREA_EX _RATE(-9))	-0.015862 (0.07022) [-0.22589]	0.178632 (0.03689) [4.84270]

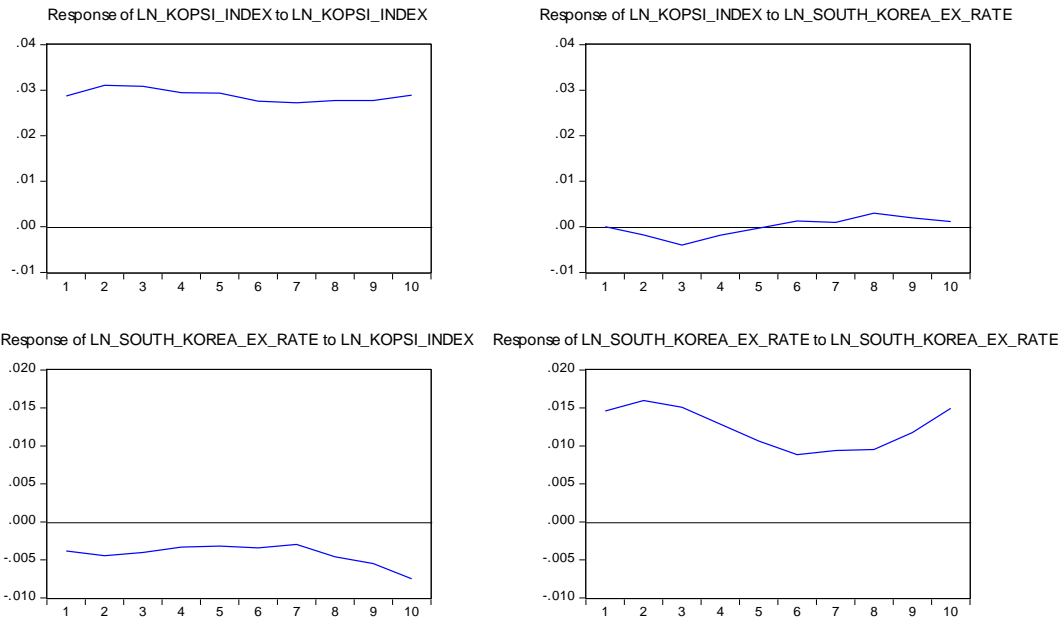
D(LN_SOUTH_KOREA_EX _RATE(-10))	0.030450 (0.06970) [0.43687]	0.068018 (0.03661) [1.85770]
D(LN_SOUTH_KOREA_EX _RATE(-11))	-0.002191 (0.06922) [-0.03164]	0.018906 (0.03636) [0.51993]
D(LN_SOUTH_KOREA_EX _RATE(-12))	0.051368 (0.06875) [0.74717]	0.048452 (0.03612) [1.34160]
D(LN_SOUTH_KOREA_EX _RATE(-13))	-0.229798 (0.06874) [-3.34298]	0.190145 (0.03611) [5.26575]
D(LN_SOUTH_KOREA_EX _RATE(-14))	0.170048 (0.06981) [2.43583]	-0.035244 (0.03667) [-0.96106]
D(LN_SOUTH_KOREA_EX _RATE(-15))	0.040142 (0.06967) [0.57616]	0.040665 (0.03660) [1.11111]
D(LN_SOUTH_KOREA_EX _RATE(-16))	-0.244762 (0.06917) [-3.53865]	0.126089 (0.03633) [3.47024]
D(LN_SOUTH_KOREA_EX _RATE(-17))	0.105017 (0.06984) [1.50374]	-0.002482 (0.03669) [-0.06765]
D(LN_SOUTH_KOREA_EX _RATE(-18))	0.061999 (0.06951) [0.89192]	-0.143691 (0.03651) [-3.93518]
C	1.29E-05 (0.00101) [0.01272]	0.000155 (0.00053) [0.29138]
<hr/>		
R-squared	0.081274	0.252668
Adj. R-squared	0.037355	0.216943
Sum sq. resids	0.637596	0.175942
S.E. equation	0.028701	0.015077
F-statistic	1.850560	7.072547
Log likelihood	1750.540	2273.284
Akaike AIC	-4.218078	-5.505627
Schwarz SC	-3.998150	-5.285699
Mean dependent	4.96E-06	0.000247

S.D. dependent	0.029253	0.017038
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.75E-07
Determinant resid covariance		1.59E-07
Log likelihood		4050.980
Akaike information criterion		-9.785666
Schwarz criterion		-9.334236

Response of LN_KOPSI_IN DEX:		
Period	LN_KOPS I_INDEX	LN_SOUTH_KO REA_EX_RATE
1	0.028701	0.000000
2	0.031082	-0.001775
3	0.030840	-0.003999
4	0.029438	-0.001861
5	0.029346	-0.000292
6	0.027575	0.001299
7	0.027239	0.000985
8	0.027727	0.002997
9	0.027721	0.001976
10	0.028892	0.001145

Response of LN_SOUTH_K OREA_EX_RA TE:		
Period	LN_KOPS I_INDEX	LN_SOUTH_KO REA_EX_RATE
1	-0.003835	0.014581
2	-0.004465	0.015978
3	-0.004030	0.015084
4	-0.003312	0.012846
5	-0.003196	0.010640
6	-0.003415	0.008853
7	-0.002955	0.009392
8	-0.004586	0.009519
9	-0.005499	0.011746
10	-0.007492	0.014939

Response to Cholesky One S.D. Innovations



Ταϊβάν

Null Hypothesis: LN_TAIWAN_EX_RATE has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 24 (Automatic - based on AIC, maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.026225	0.7459
Test critical values:		
1% level	-3.433781	
5% level	-2.862942	
10% level	-2.567563	

Null Hypothesis: D(LN_TAIWAN_EX_RATE) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 23 (Automatic - based on AIC, maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.928547	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.433781	
5% level	-2.862942	
10% level	-2.567563	

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

Null Hypothesis: LN_TAIWAN_EX_RATE has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.588050	0.8708
Test critical values:		
1% level	-3.433734	
5% level	-2.862921	
10% level	-2.567552	

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

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

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-34.84768	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.433735	
5% level	-2.862922	
10% level	-2.567553	

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

Null Hypothesis: LN_TAIEX_INDEX has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 13 (Automatic - based on AIC, maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.641296	0.4612
Test critical values:		
1% level	-3.433759	
5% level	-2.862932	
10% level	-2.567558	

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

Null Hypothesis: D(LN_TAIEX_INDEX) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 12 (Automatic - based on AIC, maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.44823	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.433759	
5% level	-2.862932	
10% level	-2.567558	

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

Null Hypothesis: LN_TAIEX_INDEX has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 15 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.425910	0.5709
Test critical values:		
1% level	-3.433734	
5% level	-2.862921	
10% level	-2.567552	

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

Null Hypothesis: D(LN_TAIEX_INDEX) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 16 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-42.81060	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.433735	
5% level	-2.862922	
10% level	-2.567553	

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

Perron unit root test

Null Hypothesis: LN_TAIWAN_EX_RATE has a unit root
 Trend Specification: Intercept only
 Break Specification: Intercept only
 Break Type: Innovational outlier

Break Date: 10/15/1997
 Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
 Lag Length: 24 (Automatic - based on Akaike information criterion,
 maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.242944	0.0869
Test critical values:		
1% level	-4.949133	
5% level	-4.443649	
10% level	-4.193627	

Null Hypothesis: D(LN_TAIWAN_EX_RATE) has a unit root
Trend Specification: Intercept only
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 1/17/1994
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 0 (Automatic - based on Akaike information criterion,
maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-34.99160	< 0.01
Test critical values:		
1% level	-4.949133	
5% level	-4.443649	
10% level	-4.193627	

Null Hypothesis: LN_TAIEX_INDEX has a unit root
Trend Specification: Intercept only
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 3/12/1996
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 13 (Automatic - based on Akaike information criterion,
maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.426378	0.9205
Test critical values:		
1% level	-4.949133	
5% level	-4.443649	
10% level	-4.193627	

Null Hypothesis: D(LN_TAIEX_INDEX) has a unit root
Trend Specification: Intercept only
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 1/07/1994
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 0 (Automatic - based on Akaike information criterion,
maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-42.98538	< 0.01
Test critical values:		
1% level	-4.949133	
5% level	-4.443649	
10% level	-4.193627	

Zivot-Andrews

Variable(s)	Exchange rate
t-stat(s)	-4.195939
Lag(s)	24.00000
Break	10/16/1997
DU1 p-value	0.000176

Dependent Variable: DY

Method: Least Squares

Date: 04/28/17 Time: 16:18

Sample (adjusted): 2/07/1994 12/29/2000

Included observations: 1800 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.009059	0.002159	-4.195939	0.0000
C	0.029914	0.007101	4.212850	0.0000
@TREND	2.51E-09	2.63E-07	0.009559	0.9924
DU	0.001649	0.000439	3.759245	0.0002
DY(-1)	0.198558	0.023587	8.418271	0.0000
DY(-2)	-0.050377	0.024046	-2.095012	0.0363
DY(-3)	0.004746	0.024045	0.197403	0.8435
DY(-4)	0.016076	0.024037	0.668804	0.5037
DY(-5)	0.011711	0.024034	0.487239	0.6261
DY(-6)	-0.009900	0.024018	-0.412193	0.6802
DY(-7)	-0.030327	0.024009	-1.263124	0.2067
DY(-8)	0.019005	0.024019	0.791250	0.4289
DY(-9)	0.024205	0.023954	1.010496	0.3124
DY(-10)	0.062804	0.023932	2.624268	0.0088
DY(-11)	-0.077898	0.023975	-3.249110	0.0012
DY(-12)	0.018927	0.024045	0.787120	0.4313
DY(-13)	-0.006810	0.024047	-0.283192	0.7771
DY(-14)	0.016513	0.023965	0.689061	0.4909
DY(-15)	0.051706	0.023905	2.162984	0.0307
DY(-16)	0.082010	0.023931	3.426925	0.0006
DY(-17)	0.016200	0.024006	0.674834	0.4999
DY(-18)	0.033496	0.023996	1.395917	0.1629
DY(-19)	0.044483	0.024004	1.853110	0.0640
DY(-20)	-0.015636	0.024012	-0.651152	0.5150
DY(-21)	0.030182	0.024012	1.256978	0.2089
DY(-22)	0.057386	0.024025	2.388574	0.0170
DY(-23)	0.028634	0.024029	1.191648	0.2336
DY(-24)	-0.063797	0.023597	-2.703611	0.0069
R-squared	0.084622	Mean dependent var		0.000126
Adjusted R-squared	0.070675	S.D. dependent var		0.002991
S.E. of regression	0.002884	Akaike info criterion		-8.844181
Sum squared resid	0.014734	Schwarz criterion		-8.758695
Log likelihood	7987.763	Hannan-Quinn criter.		-8.812625
F-statistic	6.067138	Durbin-Watson stat		1.998874
Prob(F-statistic)	0.000000			

Variable(s) Stock Prices

t-stat(s) -2.217203
 Lag(s) 13.00000
 Break 10/30/1996
 DU1 p-value 0.025021

Dependent Variable: DY

Method: Least Squares

Date: 05/22/17 Time: 11:30

Sample (adjusted): 1/21/1994 12/29/2000

Included observations: 1811 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.006506	0.002934	-2.217203	0.0267
C	0.057595	0.025546	2.254602	0.0243
@TREND	-2.84E-06	1.40E-06	-2.023605	0.0432
DU	0.004049	0.001805	2.242964	0.0250
DY(-1)	0.005611	0.023596	0.237802	0.8121
DY(-2)	0.053825	0.023623	2.278470	0.0228
DY(-3)	0.019727	0.023618	0.835221	0.4037
DY(-4)	-0.085517	0.023560	-3.629690	0.0003
DY(-5)	0.012308	0.023641	0.520640	0.6027
DY(-6)	-0.021199	0.023523	-0.901228	0.3676
DY(-7)	-0.022225	0.023527	-0.944649	0.3450
DY(-8)	0.046562	0.023512	1.980292	0.0478
DY(-9)	0.022215	0.023529	0.944138	0.3452
DY(-10)	0.037030	0.023400	1.582467	0.1137
DY(-11)	-0.033337	0.023420	-1.423419	0.1548
DY(-12)	0.059049	0.023359	2.527854	0.0116
DY(-13)	0.064962	0.023402	2.775927	0.0056
R-squared	0.028432	Mean dependent var	-0.000112	
Adjusted R-squared	0.019767	S.D. dependent var	0.016314	
S.E. of regression	0.016152	Akaike info criterion	-5.404239	
Sum squared resid	0.468014	Schwarz criterion	-5.352595	
Log likelihood	4910.539	Hannan-Quinn criter.	-5.385181	
F-statistic	3.281267	Durbin-Watson stat	1.995408	
Prob(F-statistic)	0.000011			

THE
GREGORY-
HANSEN
COINTEGRATION TEST
MODEL 2:
Level Shift

ADF Procedure	
t-stat	-3.665916
Lag	1.000000
Break	11/03/1997

Phillips Procedure	
Za-stat	-25.98390
Za-break	11/03/1997
Zt-stat	-3.593743
Zt-break	11/03/1997

Dependent Variable: Taiwan ex rate
Method: Least Squares
Date: 04/28/17 Time: 16:25
Sample: 1/03/1994 12/29/2000
Included observations: 1825

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.657347	0.090338	18.34617	0.0000
Taix index	0.193822	0.010241	18.92697	0.0000
@TREND>1551-2	0.048756	0.005558	8.772255	0.0000

R-squared	0.232627	Mean dependent var	3.378005
Adjusted R-squared	0.231784	S.D. dependent var	0.093849
S.E. of regression	0.082257	Akaike info criterion	-2.156296
Sum squared resid	12.32802	Schwarz criterion	-2.147240
Log likelihood	1970.620	Hannan-Quinn criter.	-2.152955
F-statistic	276.1666	Durbin-Watson stat	0.003559
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-42.74547	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.433737	
5% level	-2.862923	
10% level	-2.567553	

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

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 9 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-42.74567	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.433737	
5% level	-2.862923	
10% level	-2.567553	

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

THE
 GREGORY-
 HANSEN
 COINTEGRA
 TION TEST
 MODEL 2:
 Level Shift

ADF
 Procedure

t-stat	-2.535718
Lag	13.00000
Break	12/16/1996

Phillips
 Procedure

Za-stat	-14.44841
Za-break	3/21/1997
Zt-stat	-2.288408
Zt-break	3/21/1997

Dependent Variable: Taiex index
 Method: Least Squares
 Date: 05/22/17 Time: 16:04
 Sample: 1/03/1994 12/29/2000
 Included observations: 1825

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.965164	0.150856	39.54207	0.0000
Taiwan ex rate	0.847728	0.044789	18.92697	0.0000
@TREND>1551-2	0.071771	0.011747	6.109835	0.0000
R-squared	0.216274	Mean dependent var		8.839610
Adjusted R-squared	0.215414	S.D. dependent var		0.194213
S.E. of regression	0.172028	Akaike info criterion		-0.680676
Sum squared resid	53.91962	Schwarz criterion		-0.671620
Log likelihood	624.1170	Hannan-Quinn criter.		-0.677335
F-statistic	251.3959	Durbin-Watson stat		0.009961
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: RESID02 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 12 (Automatic - based on AIC, maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.44275	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.433761	
5% level	-2.862933	
10% level	-2.567559	

Null Hypothesis: RESID02 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 14 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-42.85299	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.433737	
5% level	-2.862923	
10% level	-2.567553	

Johansen

Sample (adjusted): 1/11/1994 12/29/2000
 Included observations: 1819 after adjustments
 Trend assumption: No deterministic trend
 Series: LN_TAIEX_INDEX LN_TAIWAN_EX_RATE
 Lags interval (in first differences): 1 to 5

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.001602	3.011475	12.32090	0.8462
At most 1	5.20E-05	0.094510	4.129906	0.8005

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	0.001602	2.916965	11.22480	0.8004
At most 1	5.20E-05	0.094510	4.129906	0.8005

Engle-Granger

Date: 04/28/17 Time: 16:10
 Series: LN_TAIEX_INDEX LN_TAIWAN_EX_RATE
 Sample: 1/03/1994 12/29/2000
 Included observations: 1825
 Null hypothesis: Series are not cointegrated
 Cointegrating equation deterministics: C
 Automatic lags specification based on Akaike criterion (maxlag=24)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
LN_TAIEX_INDEX	-1.629232	0.7101	-8.490441	0.4613
LN_TAIWAN_EX_RA TE	-0.996239	0.9023	-3.692625	0.8319

Taiwan regime 1

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLN_TAIWAN_EX_RATE does not Granger Cause DLN_TAIEX_INDEX	986	0.20665	0.8133
DLN_TAIEX_INDEX does not Granger Cause DLN_TAIWAN_EX_RATE		0.29822	0.7422

Vector Error Correction Estimates

Date: 05/24/17 Time: 12:10
 Sample (adjusted): 1/06/1994 10/16/1997
 Included observations: 986 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1	
LN_TAIEX_INDEX(-1)	1.000000	
LN_TAIWAN_EX_RATE(-1)	-8.446453 (3.78812) [-2.22972]	
C	19.09048	

Error Correction:	D(LN_TAIEX_INDEX)	D(LN_TAIWAN_EX_RATE)
CointEq1	-0.004267 (0.00193) [-2.21352]	4.93E-05 (0.00026) [0.19039]
D(LN_TAIEX_INDEX(-1))	-0.045233 (0.03191)	-0.000738 (0.00429)

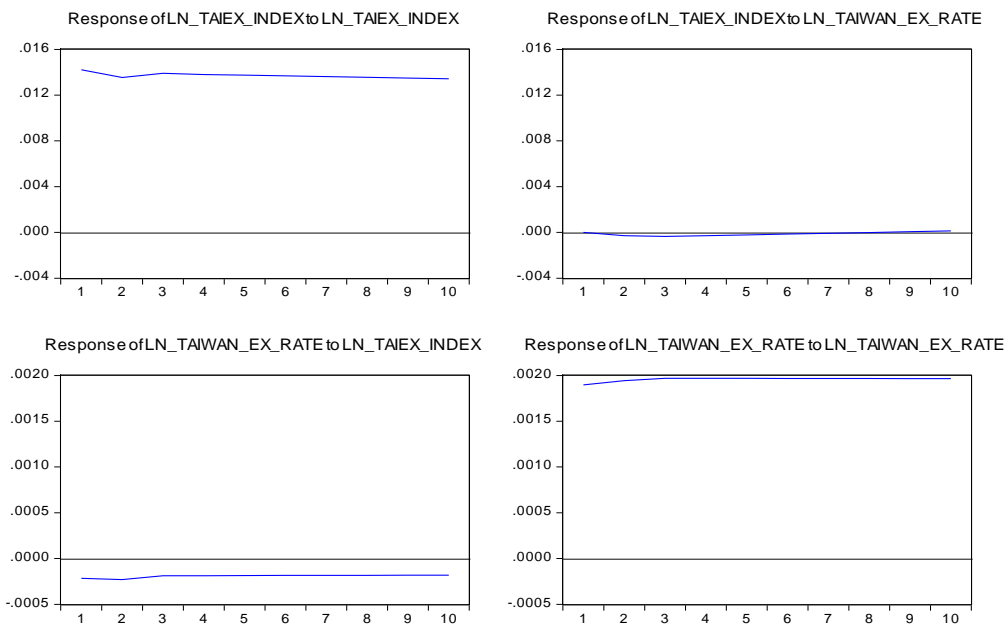
		[-1.41774]	[-0.17210]
D(LN_TAIEX_INDEX(-2))	0.027123 (0.03194) [0.84925]	0.003197 (0.00429) [0.74481]	
D(LN_TAIWAN_EX_RATE(-1))	-0.187609 (0.23972) [-0.78261]	0.024437 (0.03222) [0.75846]	
D(LN_TAIWAN_EX_RATE(-2))	-0.070101 (0.23981) [-0.29232]	0.013827 (0.03223) [0.42902]	
C	0.000246 (0.00045) [0.54280]	6.78E-05 (6.1E-05) [1.11228]	
R-squared	0.008126	0.001373	
Adj. R-squared	0.003065	-0.003722	
Sum sq. resids	0.197813	0.003573	
S.E. equation	0.014207	0.001909	
F-statistic	1.605666	0.269447	
Log likelihood	2798.374	4777.204	
Akaike AIC	-5.664044	-9.677898	
Schwarz SC	-5.634266	-9.648119	
Mean dependent	0.000223	7.12E-05	
S.D. dependent	0.014229	0.001906	
Determinant resid covariance (dof adj.)		7.27E-10	
Determinant resid covariance		7.18E-10	
Log likelihood		7581.905	
Akaike information criterion		-15.35072	
Schwarz criterion		-15.28124	

Response of LN_TAIEX_INDEX:		
Period	LN_TAIEX_INDEX	LN_TAIWAN_EX_RATE
1	0.014207	0.000000
2	0.013537	-0.000288
3	0.013904	-0.000345
4	0.013796	-0.000286
5	0.013743	-0.000220
6	0.013676	-0.000149
7	0.013613	-7.87E-05
8	0.013549	-8.56E-06
9	0.013485	6.13E-05
10	0.013422	0.000131

Response
of
LN_TAIWA
N_EX_RAT
E:

Period	LN_TAIEX_I NDEX	LN_TAIWAN_EX _RATE
1	-0.000216	0.001897
2	-0.000231	0.001943
3	-0.000187	0.001970
4	-0.000188	0.001969
5	-0.000185	0.001968
6	-0.000185	0.001968
7	-0.000184	0.001967
8	-0.000184	0.001966
9	-0.000183	0.001966
10	-0.000182	0.001965

Response to Cholesky One S.D. Innovations



Taiwan regime 2

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLN_TAIWAN_EX_RATE does not Granger Cause DLN_TAIEX_INDEX	833	6.62192	0.0014
DLN_TAIEX_INDEX does not Granger Cause DLN_TAIWAN_EX_RATE		1.35416	0.2587

Vector Error Correction Estimates

Date: 05/24/17 Time: 12:16

Sample (adjusted): 10/22/1997 12/29/2000

Included observations: 833 after adjustments

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

Cointegrating Eq:	CointEq1	
LN_TAIEX_INDEX(-1)	1.000000	
LN_TAIWAN_EX_RATE(-1)	7.261661 (3.08907) [2.35076]	
C	-34.16520	
Error Correction:	D(LN_TAIEX_INDEX)	D(LN_TAIWAN_EX_RATE)
CointEq1	0.000644 (0.00258) [0.24988]	-0.001052 (0.00047) [-2.21485]
D(LN_TAIEX_INDEX(-1))	0.007606 (0.03495) [0.21763]	-0.009703 (0.00644) [-1.50656]
D(LN_TAIEX_INDEX(-2))	0.039466 (0.03503) [1.12668]	0.001169 (0.00646) [0.18113]
D(LN_TAIWAN_EX_RATE(-1))	-0.691368 (0.19028) [-3.63344]	0.191675 (0.03507) [5.46617]
D(LN_TAIWAN_EX_RATE(-2))	0.141024 (0.17432) [0.80900]	-0.059945 (0.03212) [-1.86605]
C	-0.000512 (0.00064) [-0.80322]	7.83E-05 (0.00012) [0.66672]
R-squared	0.018711	0.048169
Adj. R-squared	0.012778	0.042414
Sum sq. resids	0.278942	0.009473
S.E. equation	0.018366	0.003384
F-statistic	3.153787	8.370334
Log likelihood	2150.768	3559.597
Akaike AIC	-5.149504	-8.532045
Schwarz SC	-5.115470	-8.498011
Mean dependent	-0.000587	9.20E-05
S.D. dependent	0.018484	0.003459

Determinant resid covariance (dof adj.)	3.76E-09
Determinant resid covariance	3.71E-09
Log likelihood	5721.637
Akaike information criterion	-13.70381
Schwarz criterion	-13.62440

Response of
LN_TAIEX_IN
DEX:

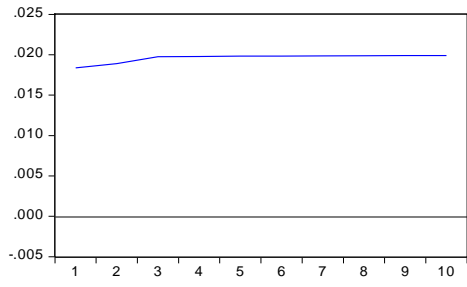
Period	LN_TAIEX _INDEX	LN_TAIWAN_EX _RATE
1	0.018366	0.000000
2	0.018897	-0.002293
3	0.019763	-0.002247
4	0.019771	-0.002173
5	0.019817	-0.002109
6	0.019834	-0.002075
7	0.019854	-0.002041
8	0.019873	-0.002007
9	0.019891	-0.001973
10	0.019909	-0.001939

Response of
LN_TAIWAN_
EX_RATE:

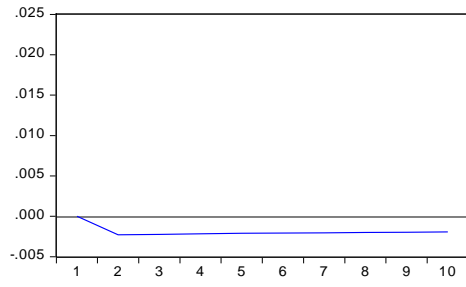
Period	LN_TAIEX _INDEX	LN_TAIWAN_EX _RATE
1	-0.000553	0.003339
2	-0.000852	0.003954
3	-0.000874	0.003866
4	-0.000882	0.003782
5	-0.000895	0.003744
6	-0.000912	0.003714
7	-0.000928	0.003685
8	-0.000944	0.003654
9	-0.000960	0.003624
10	-0.000976	0.003594

Response to Cholesky One S.D. Innovations

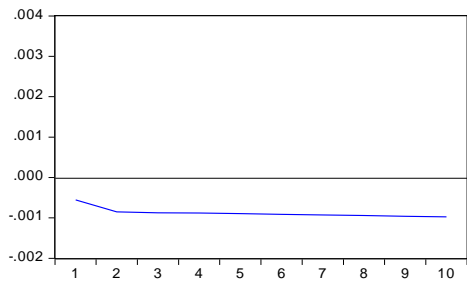
Response of LN_TAIEX_INDEX to LN_TAIEX_INDEX



Response of LN_TAIEX_INDEX to LN_TAIWAN_EX_RATE



Response of LN_TAIWAN_EX_RATE to LN_TAIEX_INDEX



Response of LN_TAIWAN_EX_RATE to LN_TAIWAN_EX_RATE

