



BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ

El Impulso Crediticio y el PBI en el Perú: 1992–2009

Erick Lahura* y Hugo Vega*

* Banco Central de Reserva del Perú

DT. N° 2011-001
Serie de Documentos de Trabajo
Working Paper series
Febrero 2011

Los puntos de vista expresados en este documento de trabajo corresponden a los autores y no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de Reserva del Perú.

The views expressed in this paper are those of the authors and do not reflect necessarily the position of the Central Reserve Bank of Peru.

El Impulso Crediticio y el PBI en el Perú: 1992–2009

Erick Lahura¹ y Hugo Vega²
Banco Central de Reserva del Perú
Octubre 2010

Resumen

El presente trabajo realiza una evaluación empírica recursiva de la relación entre el crédito y el producto usando datos trimestrales de la economía peruana para el período 1992 – 2009. Dada la naturaleza de las series, el análisis econométrico se basa en la estimación de un modelo vectorial de corrección de errores (modelo VEC o VECM) a partir del cual se establece la existencia de una relación dinámica entre la tasa de crecimiento del producto y el “impulso crediticio”, este último definido como el cambio en la tasa de crecimiento del crédito. Los resultados muestran que el impulso crediticio en soles contiene información relevante para predecir la tasa de crecimiento del producto en el corto plazo.

¹ Especialista en Investigación Económica, Gerencia Central de Estudios Económicos, Banco Central de Reserva del Perú. Correo electrónico: erick.lahura@bcrp.gob.pe.

² Especialista en Investigación Económica, Gerencia Central de Estudios Económicos, Banco Central de Reserva del Perú. Correo electrónico: hugo.vega@bcrp.gob.pe.

1. Introducción

La literatura sobre la relación entre el crédito y el producto interno es extensa y variada. Sin embargo, existe poco consenso sobre la naturaleza de la relación, dirección causal y justificación teórica. Uno de estos enfoques (que parece haber ganado importancia recientemente), afirma, casi como hecho estilizado, que la recuperación de la economía luego de una crisis financiera parecía no ir de la mano con una recuperación del crédito. Este punto de vista fue presentado primero por Calvo, Izquierdo y Talvi (2006a, 2006b) en el contexto de mercados emergentes; recientemente Claessens, Kose y Terrones (2008) observan un fenómeno similar en el ciclo económico de países industrializados.

Esta teoría de la “recuperación sin crédito” motivó el trabajo de Biggs, Mayer y Pick (2009) en el cual señalan que la razón principal por la que trabajos anteriores no encuentran una relación entre el crédito y el producto durante la recuperación económica sería la comparación equivocada de un saldo (el crédito) contra un flujo (el producto). Como alternativa, estos autores proponen que la relación entre estas variables se estudie usando el concepto de impulso crediticio, definido como el cambio en el flujo del crédito; de esta manera, afirman que el análisis de la relación crédito-producto debería medir el efecto del crédito a través del impulso crediticio.

Específicamente, el trabajo de Biggs et al. (2009) examina la relación entre la tasa de crecimiento del producto, el flujo del crédito y el impulso crediticio en una serie de episodios de crisis financiera en distintos países, encontrando que el impulso crediticio sigue muy de cerca la tasa de crecimiento del producto tanto en la fase contractiva como en la fase de recuperación.

Tradicionalmente el crédito ha sido excluido de los modelos de proyección utilizados para la elaboración de la política monetaria en el Perú. Esto obedece a la preponderancia de los precios relativos en dichos modelos antes que las cantidades. Si bien las autoridades políticas no han dejado de mirar al crédito como una variable capaz de otorgar información respecto al comportamiento del producto en el corto y mediano plazo, aún hace falta un análisis econométrico formal que permita identificar la relevancia del crédito – y otras variables financieras - para los modelos de proyección, al menos para la economía peruana.

Este trabajo realiza una evaluación empírica recursiva de la relación entre el crédito y el producto usando datos trimestrales de la economía peruana para el período que va desde el primer trimestre de 1992 hasta el cuarto trimestre de 2009. Dado que parte del crédito total en el Perú está denominado en dólares, nuestro análisis incluye el crédito en soles y en dólares. Dada la naturaleza de las series, el análisis econométrico se basa en la estimación de un modelo de corrección de errores vectorial (VEC) a partir del cual se establece la existencia de una relación dinámica significativa entre la tasa de crecimiento del producto y el “impulso crediticio”, este último definido como el cambio en la tasa de crecimiento del crédito (tanto en soles como en dólares). Los resultados muestran que el impulso crediticio en soles contiene información relevante para predecir la tasa de crecimiento del producto en el corto plazo.

El trabajo está dividido en 5 secciones. La sección 2 presenta la descripción de un modelo teórico simple que permite una primera aproximación a la relación entre el crédito y el producto en la cual se incluye el impulso crediticio. En la sección 3 se describen y analizan los datos utilizados en el modelo empírico. En la sección 4 se describe el proceso econométrico que permite establecer que un modelo de corrección de errores vectorial (VEC) es el modelo más adecuado para analizar la relación entre el producto y las series de crédito. Este proceso se basa en pruebas recursivas de raíz unitaria y de cointegración, las cuales consideran la existencia de incertidumbre en la especificación de la dinámica (número de rezagos) y la posible inestabilidad de parámetros. La sección 5 presenta los resultados de la estimación de modelos VEC, a partir de los cuales se concluye que, en el corto plazo, existe evidencia que el impulso crediticio contiene información relevante para predecir la tasa de crecimiento del producto. Finalmente, en la sección 6 se presentan las conclusiones.

2. Un modelo simple de crédito y crecimiento económico

Esta sección describe un modelo simple (Biggs et al., 2009) que permite establecer un vínculo entre crédito y producto. Considere una economía cerrada en la cual el producto se divide en consumo e inversión: $Y_t = C_t + I_t$. Los bienes de consumo se producen a través de una función de producción AK, $Y_t = F(K_t) = AK_t$. El capital se acumula mediante la inversión:

$$K_t = (1 - \delta)K_{t-1} + I_t$$

La maximización de beneficios implica que

$$r = A - \delta$$

con lo cual el ingreso de las firmas será δK_t el cual usarán para pagar una parte del stock acumulado del crédito en el cual han tenido que incurrir para financiar la inversión. Si toda la inversión ha sido financiada mediante crédito entonces:

$$D_t = (1 - \delta)D_{t-1} + I_t$$

Por lo tanto, dado que:

$$C_t = AK_t = AD_t = (\delta + r)D_t$$

Debe cumplirse que:

$$Y_t = C_t + I_t = (\delta + r)D_t + \Delta D_t + \delta D_{t-1} = (1 - \delta)\Delta D_t + (2\delta + r)D_t$$

De lo cual se deduce,

$$y_t \equiv \frac{Y_t - Y_{t-1}}{Y_{t-1}} = (1 - \delta) \frac{\Delta D_t - \Delta D_{t-1}}{Y_{t-1}} + (2\delta + r) \frac{\Delta D_t}{D_{t-1}} \frac{D_{t-1}}{Y_{t-1}}$$

Este modelo es usado por Biggs et al. (2009) para justificar la relación entre el impulso crediticio, el flujo del crédito y la tasa de crecimiento del PBI. Cabe hacer hincapié en que la forma funcional particular que el modelo sugiere es producto de algunos supuestos específicos. Uno de ellos se refiere a la manera cómo se financia la inversión. Los autores asumen que el flujo de crédito en un período particular se utiliza para financiar la inversión de dicho período. Dado que la periodicidad del modelo es trimestral (como resultado de los datos

que se utilizarán para evaluarlo) estarían asumiendo que todo el financiamiento obtenido por la firma en un trimestre particular se usa para invertir en dicho trimestre.

En la práctica, el tiempo transcurrido entre el financiamiento de un proyecto y su ejecución tiende a ser mayor. Dependiendo de la inversión particular, el rezago entre la obtención de los fondos y su aplicación en la inversión puede tomar un año o incluso más. Por lo tanto, la ecuación de acumulación de deuda podría ser modificada para tomar en cuenta esta realidad tomando una forma similar a la siguiente:

$$\sum_{i=0}^n (\alpha_i \Delta D_{t-i}) = I_t - rD_{t-1}; \quad \sum_{i=0}^n \alpha_i = 1$$

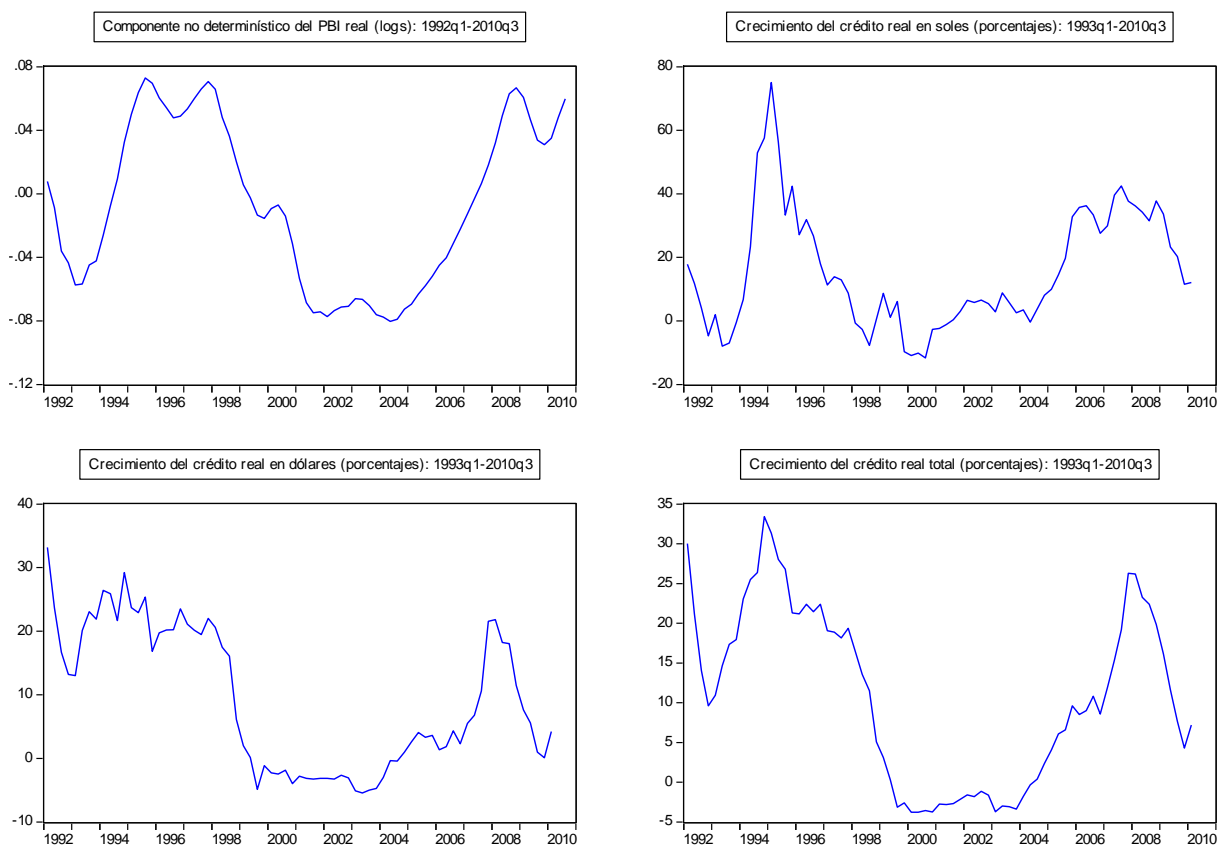
Con lo cual mayores rezagos del impulso crediticio serían relevantes para explicar la tasa de crecimiento del producto. Ello implicaría que la estrategia de estimación que llevan a cabo Biggs et al. (2009), basada en la estimación de un modelo estático, para estudiar la relación entre producto y crédito sería insuficiente pues no permite tomar en cuenta la dinámica de la relación entre las variables.

En la siguiente sección se propone investigar la relación entre crédito y producto a través de un enfoque empírico que tome en cuenta la dinámica inherente en la relación, y de esta forma establecer si la tasa de crecimiento del crédito y/o el impulso crediticio pueden contribuir a la predicción de la tasa de crecimiento del PBI. Cabe destacar que el modelo teórico presentado sirve como motivación para incorporar el impulso crediticio y no necesariamente expresa preferencia por éste o por el flujo de crédito.

3. Análisis de los datos

Los datos usados en la construcción de las series finales son de frecuencia trimestral y abarcan el período comprendido desde el primer trimestre de 1992 hasta el cuarto trimestre de 2009³. Estos datos corresponden a las siguientes series: el crédito nominal del sistema bancario al sector privado, en soles y en dólares⁴, el índice de precios al consumidor (IPC), el producto bruto interno real (PBI) y el tipo de cambio nominal bancario fin de período (TC). Las series finales utilizadas en el análisis econométrico, las cuales se muestran en la Figura 1, fueron la tasa de crecimiento anual del crédito real en soles, la tasa de crecimiento anual del crédito real en dólares (expresado en soles), el crédito total (expresado en soles) y el componente no determinístico del PBI real⁵.

Figura 1
Evolución del crédito y producto en el Perú: 1992q1-2010q3



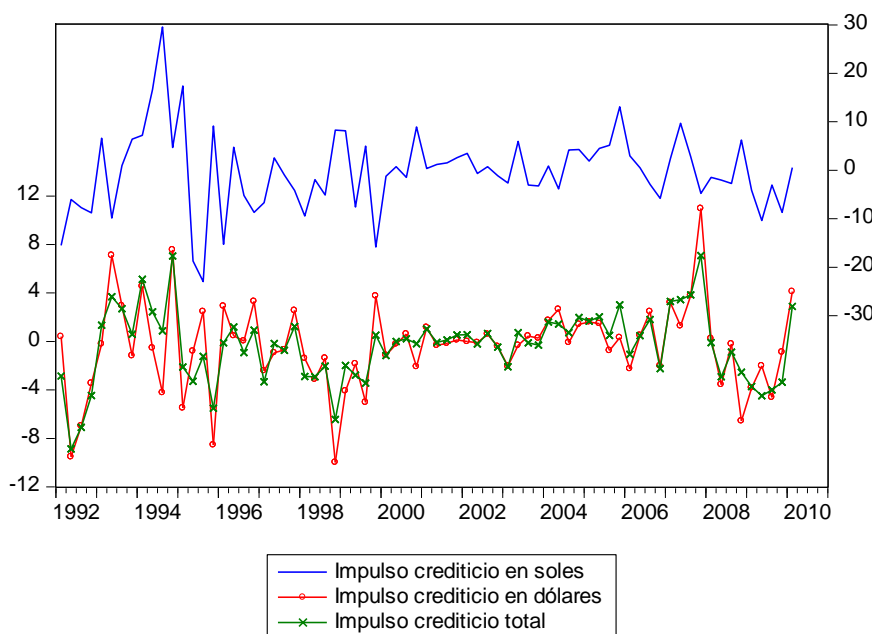
³ Los datos finales utilizados en esta versión son preliminares y fueron construidos por Hugo Vega.

⁴ Se utiliza la serie Crédito del Sistema Bancario al Sector Privado ya que los datos de Crédito del Sistema Financiero en su conjunto son más recientes para el Perú y sufren de menor estabilidad en cuanto a sus componentes (la relación de instituciones participantes en el sistema bancario varía con menor frecuencia).

⁵ El componente no determinístico del PBI real se obtiene luego de extraer al PBI real el componente tendencial determinístico, como se explica más adelante.

Las tasas de crecimiento anual del crédito real en soles ($G12csr$), dólares expresados en soles ($G12cdsr$) y total ($G12ct$) fueron obtenidas a través de diferentes transformaciones⁶. A partir de estas, el impulso crediticio se define como el cambio en la tasa de crecimiento del crédito real de un período a otro⁷. Así, las primeras diferencias de $G12csr$, $G12cdsr$ y $G12ct$ permiten medir empíricamente el “impulso crediticio” (en soles, dólares y total), cuya evolución para el caso peruano (1992q1-2009q4) se muestra en la Figura 2.

Figura 2:
Impulso Crediticio en el Perú (puntos porcentuales): 1992-2009



La medición del producto se basó en el PBI real. Si bien el modelo planteado sugiere optar por la demanda interna, nuestro objetivo de política se centra en evaluar la utilidad del crédito como variable que contribuya en la proyección del PBI o su tasa de crecimiento. Tomando en cuenta el comportamiento tendencial del PBI desestacionalizado⁸, se optó por remover el componente determinístico de esta serie. Para ello se utilizaron dos metodologías diferentes que proporcionaron resultados similares. La primera se basó en una regresión por Mínimos

⁶ Para el caso de soles, se deflactó el crédito nominal usando el IPC y se calculó la variación porcentual anual de la serie resultante. Para el caso de dólares (expresado en soles) se aplicó la primera diferencia al crédito nominal en dólares (expresado en dólares) y se multiplicó por un tipo de cambio nominal promedio del período. Los nuevos flujos así obtenidos se usaron para reconstruir el saldo en soles tomando como punto de partida la primera observación de la serie crédito en dólares expresado en soles (construida como crédito nominal multiplicado por el tipo de cambio nominal TC). Luego, se construyó la serie crédito en dólares expresado en soles sumando a dicho saldo inicial los flujos calculados, obteniéndose así el nuevo saldo de crédito en dólares expresado en soles. Luego se deflactó usando el IPC, y se tomó variación porcentual anual obteniéndose la serie final $G12cdsr$. El crédito real total (expresado en soles) es la suma simple del crédito real en soles y dólares, cuya tasa de crecimiento anual se denota como $G12ct$.

⁷ Biggs et al. (2009) mide el impulso crediticio como porcentaje del PBI.

⁸ El PBI real se desestacionalizó usando el procedimiento Census X12.

Cuadrados Ordinarios (MCO) del logaritmo del producto contra un intercepto y una tendencia lineal:

$$\ln Y_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t$$

donde Y_t representa el PBI real, a partir del cual el componente no determinístico del PBI está representado por el residuo $\hat{\varepsilon}_t$. La segunda metodología se basa en la extracción de tendencia utilizando el método Mínimos Cuadrados Generalizados o GLS (Generalized Least Squares), como se propone en Elliot et al. (1996). Bajo el supuesto que el PBI real es un proceso con una tendencia estocástica y una tendencia lineal determinística, $y_t \equiv \ln Y_t$ puede ser modelada como un paseo aleatorio con "drift", $y_t = \beta_1 + y_{t-1} + u_t$, cuya solución implica:

$$y_t = y_0 + \beta_1 t + \sum_{i=1}^{t-1} u_{t-i} \quad \text{o} \quad \Delta y_t = \beta_1 + u_t$$

La idea es extraer el componente determinístico (intercepto y tendencia) de y_t y obtener:

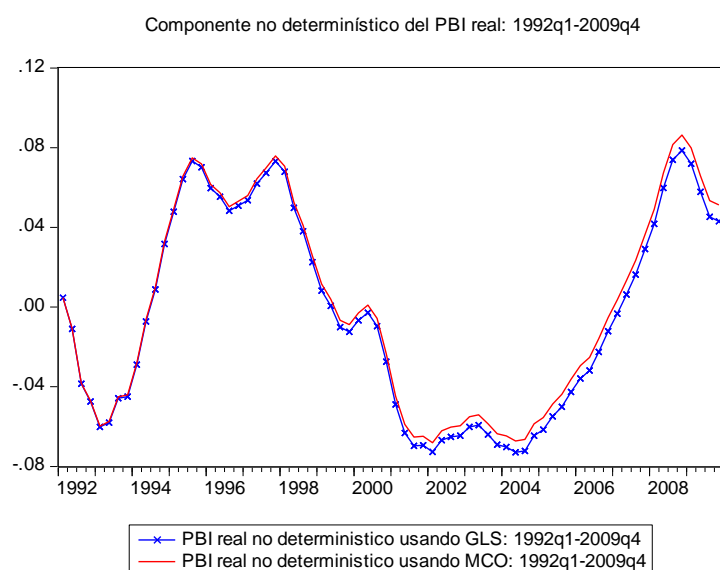
$$y_t^{NT} \equiv y_t - y_0 - \beta_1 t = \sum_{i=1}^{t-1} u_{t-i}$$

para lo cual basta con estimar y_0 y β_1 . La estimación de la ecuación en primeras diferencias, $\Delta y_t = \beta_1 + u_t$, usando MCO es una forma apropiada de obtener estimados de y_0 y β_1 pues el componente (tendencial estocástico) no estacionario, $\sum_{i=1}^{t-1} u_{t-i}$, no está presente en la ecuación. Elliot et al. (1996), como parte del proceso de mejora del poder de la prueba Dickey-Fuller de raíz unitaria, propone elegir un parámetro α cercano a 1 y calcular la cuasi-diferencia $\tilde{y}_t \equiv y_t - \alpha y_{t-1}$ de tal forma que β_1 e y_0 pueden estimarse a partir de:

$$\tilde{y}_t = y_0 + \beta_1 t - [\alpha y_0 + \alpha \beta_1 (t - 1)] + v_t$$

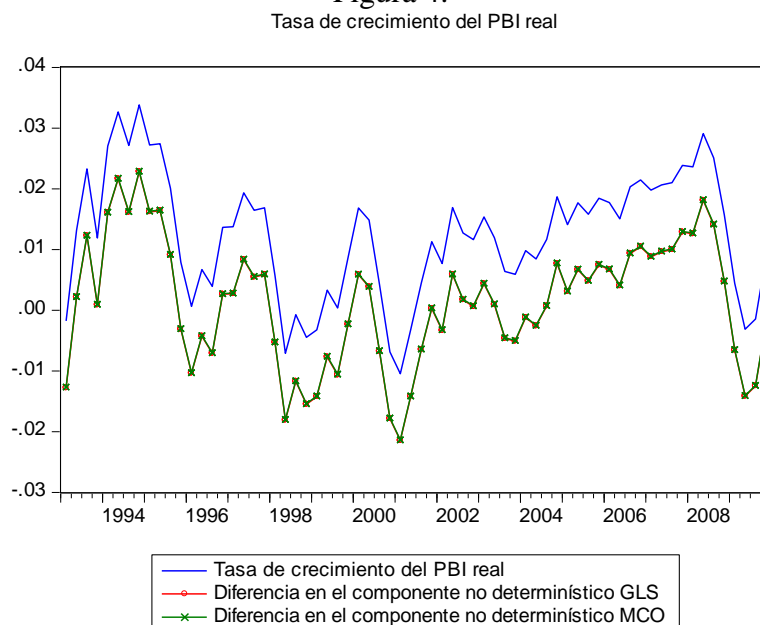
donde v_t es el término estacionario asociado. Los estimados de y_0 y β_1 se basan en la estimación de la ecuación de \tilde{y}_t a través de MCG, con lo cual es posible obtener la serie sin componentes determinísticos calculando $y_t^{NT} \equiv y_t - y_0 - \beta_1 t$. Como se muestra en la Figura 3, los componentes no determinísticos del PBI real obtenidos por MCO y GLS son similares.

Figura 3:



Una característica evidente del componente no determinístico del PBI real, LYR , es que su primera diferencia, $DLYR$, coincide con la tasa de crecimiento trimestral del PBI anual, DLY , siendo la media (constante) la única diferencia entre ambas series (la correlación entre ambas series es 1), como se ilustra en la Figura 4.

Figura 4:



4. Análisis econométrico de los datos

En esta sección se describe el proceso econométrico que sugiere el uso de un modelo de corrección de errores (modelo VEC) para analizar empíricamente la relación entre el producto y el crédito. El análisis empírico se realiza tomando en cuenta que: (i) la relación entre producto y crédito puede haber cambiado en el tiempo, y (ii) la forma funcional particular que adopta la relación es desconocida. Por ello, el análisis empírico se basa en pruebas recursivas de raíz unitaria y cointegración, las cuales permiten capturar la posible inestabilidad de parámetros y la incertidumbre en la especificación de la dinámica (número de rezagos).

4.1. Pruebas de raíz unitaria recursivas

El primer paso en el análisis empírico consiste en determinar el número de raíces unitarias de cada serie involucrada: el componente no determinístico del PBI real (*LYR*), la variación porcentual anual del crédito en soles (*G12csr*), dólares (*G12cdsr*) y total (*G12ct*). En el anexo se pueden encontrar gráficos mostrando el comportamiento de estas series en la muestra (1992q1 – 2009q4).

Tabla 1: Pruebas de Raíz Unitaria

Criterio	ADF Test* (1992q1 – 2009q4)			
	LYR	G12cdsr	G12csr	G12ct
AIC	0.094	0.163	0.111	0.128
SIC	0.094	0.193	0.111	0.128
HQ	0.094	0.163	0.111	0.128
MAIC	0.094	0.163	0.087	0.128
MSIC	0.200	0.426	0.024	0.435
MHQ	0.094	0.193	0.087	0.128

* sin intercepto ni tendencia para LYR, sólo con intercepto para las demás series.

Criterio	Phillip-Perron Test* (1992q1 – 2009q4)			
	LYR	G12cdsr	G12csr	G12ct
BT	0.119	0.343	0.221	0.335
PR	0.105	0.312	0.203	0.295
QS	0.108	0.295	0.204	0.296
AR	0.122	0.230	0.000	0.121
ARDT	0.122	0.253	0.000	0.117
ARGLS	0.122	0.254	0.000	0.131

* sin intercepto ni tendencia para LYR, sólo con intercepto para las demás series.

Se realizaron diferentes pruebas de raíz unitaria: Dickey-Fuller aumentada (ADF), Phillip-Perron (PP), Elliot-Rothenberg-Stock (ERS), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), Ng-Perron (NP). La Tabla 1 muestra los resultados de las pruebas ADF y PP⁹; en todos los casos se determinó el número de rezagos óptimo para el modelo de raíz unitaria con distintos criterios, y se reporta el resultado de la prueba bajo cada criterio. Cabe mencionar que la serie *LYR* fue sometida a la prueba sin incluir intercepto ya que su media es cero por construcción.

La mayoría de las pruebas parecen coincidir en la presencia de raíz unitaria en todas las series, con excepción de algunos criterios para el caso de la variación porcentual anual del crédito en soles. En el Anexo 1 se presentan los resultados de las pruebas de raíz unitaria, ya que se llevaron a cabo también pruebas sin intercepto para todas las series así como pruebas con intercepto y tendencia.

Dado que se sospecha que el proceso generador de datos detrás de estas series sufre de inestabilidad de parámetros, se procedió a realizar pruebas recursivas de raíz unitaria, usando una ventana creciente. Las Figuras 5, 6 y 7 muestran los resultados de dichas pruebas para las series *LYR*, *G12csr* y *G12cdsr*, respectivamente, usando la prueba de Phillip-Perron¹⁰.

⁹ Para evaluar la posibilidad de que las series sean estacionarias con algún tipo de quiebre, se realizaron las pruebas de Zivot y Andrews (1992), Perron (1997) y Perron-Rodríguez (2003). Los resultados de estas pruebas y de las demás pueden obtenerse a petición.

¹⁰ En el anexo se presentan las demás pruebas recursivas.

Figura 5: Prueba Phillips Perron para LYR (sin intercepto)¹¹

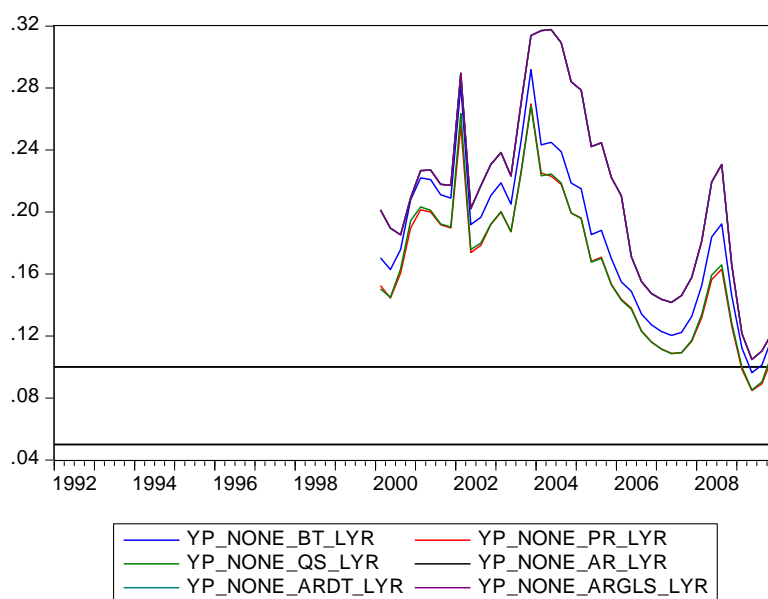
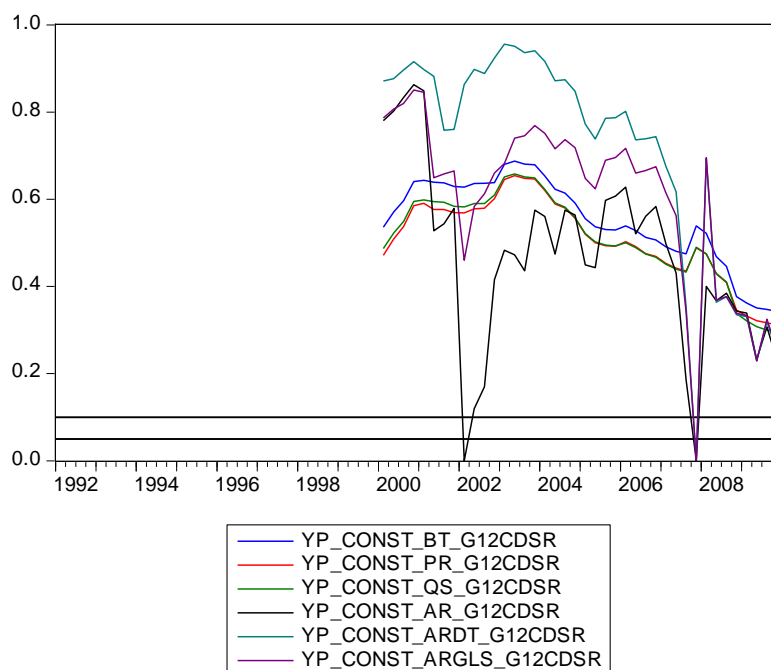


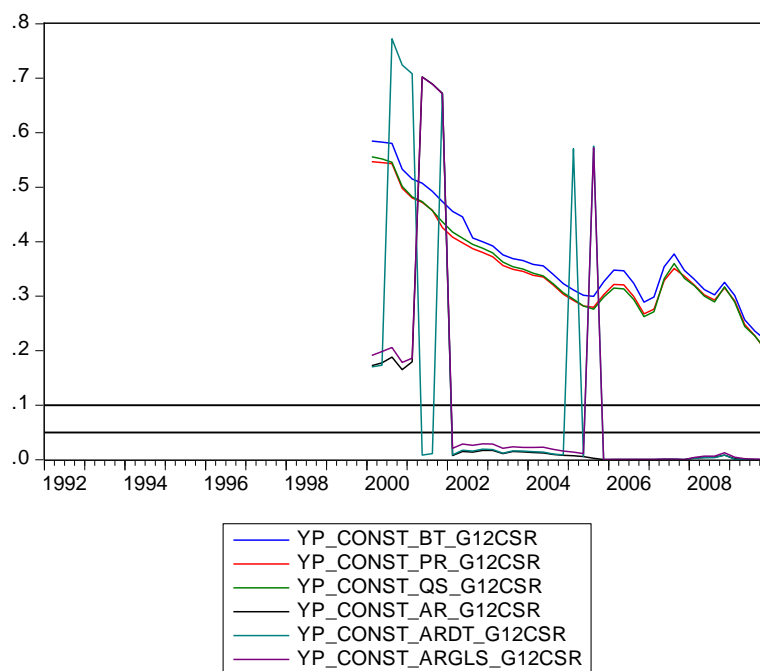
Figura 6: Prueba Phillips Perron para G12cds (con intercepto)¹²



¹¹ YP es el nombre asignado al estadístico de la prueba PP; NONE se refiere a que la especificación no incluye componentes determinísticos; BT, QS, PR, AR, ARDT, ARGLS hacen referencia al método de estimación espectral (BT=Barlett kernel, PR=Parzen kernel, QS=Quadratic spectral kernel, AR=Autoregressive spectral-OLS, ARDT= Autoregressive spectral-OLS detrended, ARGLS= Autoregressive spectral-GLS detrended).

¹² YP es el nombre asignado al estadístico de la prueba PP; CONST se refiere a que la especificación incluye intercepto; BT, QS, PR, AR, ARDT, ARGLS hacen referencia al método de estimación espectral (BT=Barlett kernel, PR=Parzen kernel, QS=Quadratic spectral kernel, AR=Autoregressive spectral-OLS, ARDT= Autoregressive spectral-OLS detrended, ARGLS= Autoregressive spectral-GLS detrended).

Figura 7: Prueba Phillips Perron para G12csr con intercepto¹³



Como puede observarse, el producto no determinístico muestra raíz unitaria consistentemente aunque la incorporación de los últimos datos de la muestra parece restarle fuerza a este resultado. Dado que los últimos períodos de la muestra son aquellos en los que el país se vio afectado por la fuerte crisis internacional reciente es posible que esta sea la explicación a lo que se observa.

La variación porcentual anual del crédito en dólares también presenta raíz unitaria consistentemente a medida que la muestra se incrementa (Figura 6), aunque con algunas pocas excepciones. El resultado mostrado para soles es quizás el más problemático (Figura 7), pues las pruebas basadas en los métodos BT, PR y QS sugieren la presencia de raíz unitaria en la serie de manera consistente, pero no los demás criterios (AR, ARDT y ARGLS).

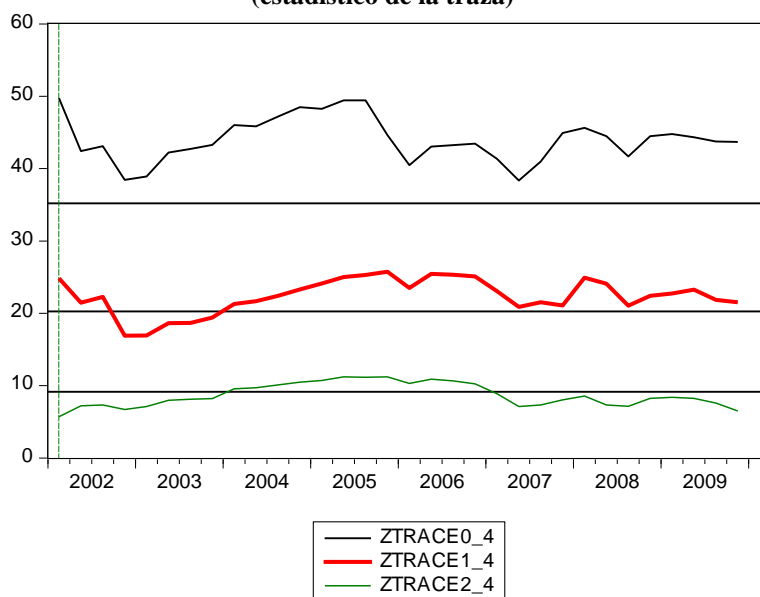
Una conclusión importante que se desprende de este análisis es que un modelo econométrico que represente la relación entre el producto y el crédito deberá utilizar el producto no determinístico y la variación porcentual anual del crédito o la tasa de crecimiento del producto y el impulso crediticio. La razón es que no es recomendable combinar series con distinto

¹³ Igual que en la cita anterior.

orden de integración en el análisis econométrico basado en vectores autoregresivos.¹⁴ De acuerdo a nuestras pruebas de raíz unitaria el producto no determinístico y la variación porcentual anual del crédito tendrían orden de integración uno.

Considerando que hay suficiente evidencia para afirmar que las series poseen raíz unitaria, se procede a evaluar la posibilidad de que las tres series cointegren. Dados los problemas anteriores, la prueba de cointegración también se realizó de manera recursiva utilizando una ventana creciente. En cuanto al número de rezagos a utilizar para la prueba de cointegración, la teoría no provee una recomendación definitiva lo cual implica que el modelo “correcto” es incierto. En consecuencia, se buscó el modelo más parsimonioso, probando hasta con seis rezagos (año y medio). Las Figuras 8 y 9 muestran los resultados de las pruebas de cointegración basados en el estadístico traza, con ventana creciente para el modelo con 4 y 6 rezagos (los resultados completos están en el anexo):

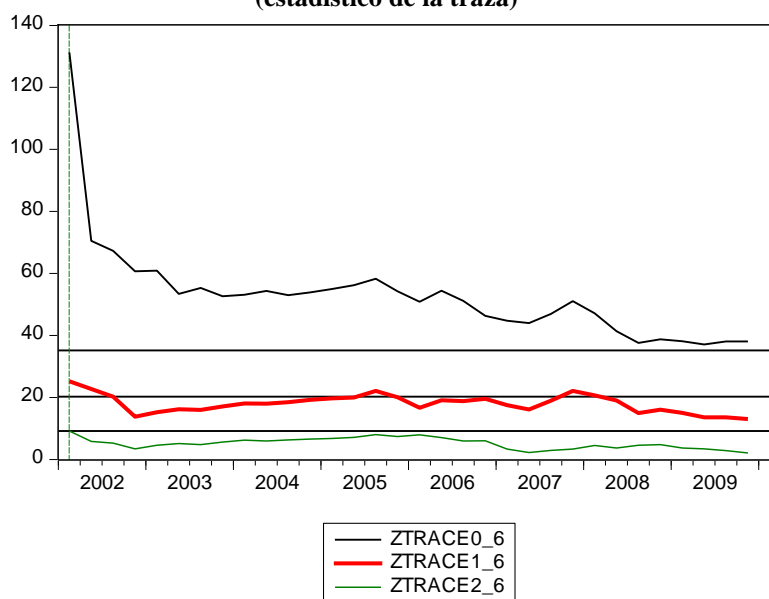
Figura 8: Prueba de cointegración recursiva con 4 rezagos (estadístico de la traza)¹⁵



¹⁴ El problema es que si se combinan series estacionarias y no estacionarias en un modelo VAR sólo se puede hacer inferencia sobre los parámetros asociados a las series estacionarias. (Sims, Stock & Watson 1990)

¹⁵ ZTRACE0_4 se refiere al estadístico de la traza que permite evaluar la hipótesis nula de que hay “0” vectores de cointegración, asumiendo que la dinámica del sistema se puede describir usando “4” rezagos. ZTRACE1_4 se refiere al estadístico de la traza que permite evaluar la hipótesis nula de que hay “1” vector de cointegración, asumiendo que la dinámica del sistema se puede describir usando “4” rezagos. ZTRACE2_4 se refiere al estadístico de la traza que permite evaluar la hipótesis nula de que hay “2” vectores de cointegración, asumiendo que la dinámica del sistema se puede describir usando “4” rezagos.

**Figura 9: Prueba de cointegración recursiva con 6 rezagos
(estadístico de la traza)¹⁶**



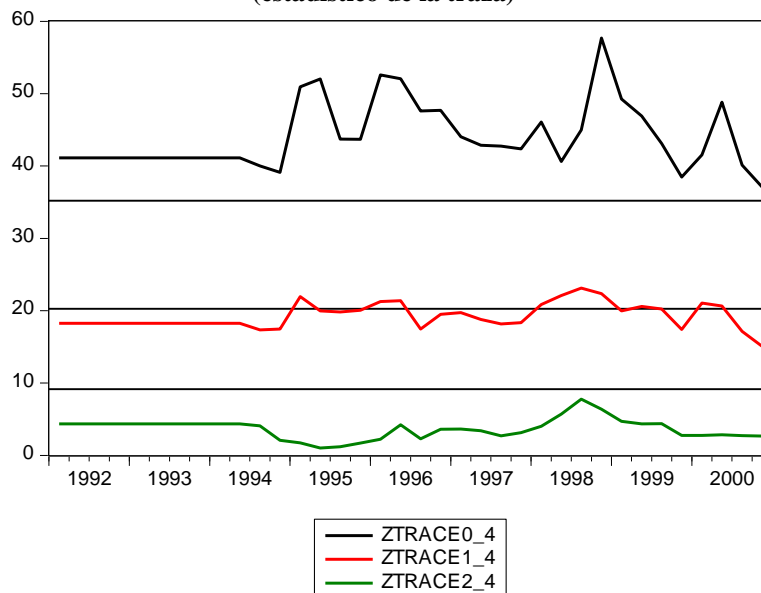
En cada gráfico se muestran tres líneas horizontales. Estas señalan los valores críticos asociados a la hipótesis nula de 0 (primera línea empezando desde arriba), 1 (segunda línea) y 2 (tercera línea empezando desde arriba) relaciones de cointegración. La prueba se administra de manera secuencial, de forma que si se rechaza la hipótesis de cero relaciones de cointegración en favor de la alternativa (1 o más), se procede a evaluar la hipótesis de una relación de cointegración vs. la hipótesis alternativa de dos o más relaciones de cointegración, y así sucesivamente hasta “no rechazar la hipótesis”.

A partir de los gráficos se observa que para el modelo con cuatro rezagos habría dos relaciones de cointegración que empiezan a ser evidentes a partir del 2007. Por otro lado, el modelo con seis rezagos sugiere la existencia de una sola relación de cointegración aunque en algunos puntos (principios de 2005, final de 2007) podrían ser dos.

¹⁶ ZTRACE0_6 se refiere al estadístico de la traza que permite evaluar la hipótesis nula de que hay “0” vectores de cointegración, asumiendo que la dinámica del sistema se puede describir usando “6” rezagos. ZTRACE1_6 se refiere al estadístico de la traza que permite evaluar la hipótesis nula de que hay “1” vector de cointegración, asumiendo que la dinámica del sistema se puede describir usando “6” rezagos. ZTRACE2_6 se refiere al estadístico de la traza que permite evaluar la hipótesis nula de que hay “2” vectores de cointegración, asumiendo que la dinámica del sistema se puede describir usando “6” rezagos.

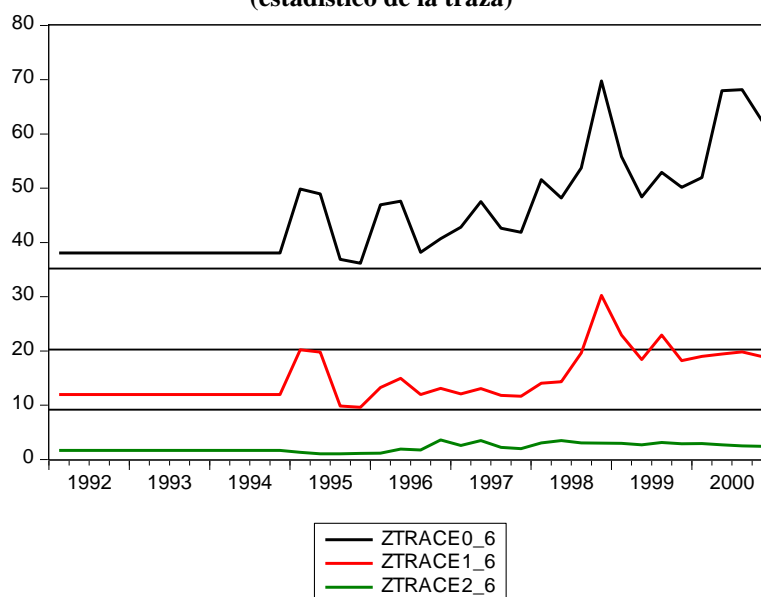
Para determinar la robustez de la prueba recursiva de cointegración, se realizó el mismo análisis pero con una ventana creciente hacia atrás. La idea es que, de haber inestabilidad en los parámetros de la relación de cointegración, es posible que poner énfasis en los datos más antiguos (lo que implícitamente hace el procedimiento descrito líneas arriba) no sea lo más adecuado. En particular, si la verdadera relación de cointegración en su versión más reciente es muy diferente de la que gobierna los datos al principio de la muestra entonces es de esperar que la significancia de la relación de cointegración calculada a partir de toda la muestra se reduzca. Las Figuras 10 y 11 muestran los resultados de la prueba de cointegración recursiva “hacia atrás”.

Figura 10: Prueba de cointegración recursiva “hacia atrás” con 4 rezagos (estadístico de la traza)¹⁷



¹⁷ ZTRACE0_4 se refiere al estadístico de la traza que permite evaluar la hipótesis nula de que hay “0” vectores de cointegración, asumiendo que la dinámica del sistema se puede describir usando “4” rezagos. ZTRACE1_4 se refiere al estadístico de la traza que permite evaluar la hipótesis nula de que hay “1” vector de cointegración, asumiendo que la dinámica del sistema se puede describir usando “4” rezagos. ZTRACE2_4 se refiere al estadístico de la traza que permite evaluar la hipótesis nula de que hay “2” vectores de cointegración, asumiendo que la dinámica del sistema se puede describir usando “4” rezagos.

Figura 11: Prueba de cointegración recursiva “hacia atrás” con 6 rezagos (estadístico de la traza)¹⁸



Los resultados muestran que el modelo con cuatro rezagos indica la presencia de una o dos relaciones de cointegración mientras que el modelo con 6 rezagos parece reafirmarse en una sola señalando que podrían haber dos en algunos puntos de la muestra (1998 – 1999).

El modelo elegido para representar la relación entre el crédito en soles y dólares y el producto es un modelo VEC con seis rezagos y una sola relación de cointegración. Si bien el modelo con 4 rezagos y dos relaciones de cointegración también sería admisible, este último muestra oscilaciones importantes en sus funciones impulso respuesta y toma demasiados períodos en converger (ver Anexo 6).

¹⁸ ZTRACE0_6 se refiere al estadístico de la traza que permite evaluar la hipótesis nula de que hay “0” vectores de cointegración, asumiendo que la dinámica del sistema se puede describir usando “6” rezagos. ZTRACE1_6 se refiere al estadístico de la traza que permite evaluar la hipótesis nula de que hay “1” vector de cointegración, asumiendo que la dinámica del sistema se puede describir usando “6” rezagos. ZTRACE2_6 se refiere al estadístico de la traza que permite evaluar la hipótesis nula de que hay “2” vectores de cointegración, asumiendo que la dinámica del sistema se puede describir usando “6” rezagos.

5. Un modelo VEC para la relación producto y crédito

En esta sección se presentan y discuten los resultados de la estimación del mejor modelo VEC a partir del cual se concluye que, en el corto plazo, existe evidencia que el impulso crediticio contiene información relevante para predecir la tasa de crecimiento del producto.

La relación de cointegración estimada, normalizada respecto de LYR es (errores estándar entre paréntesis):

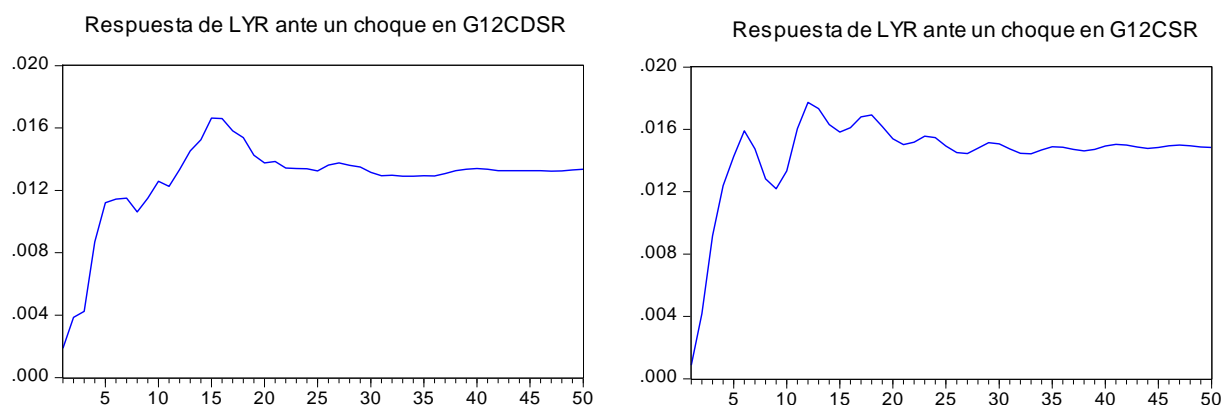
$$LYR_t = 0.09 + 0.0012 G12CDSR_t + 0.0049 G12CSR_t$$

(0.02) (0.0008) (0.0012)

Esta ecuación establece que, en equilibrio, si la tasa de crecimiento del crédito real en dólares $G12CDSR_t$ aumenta en un punto porcentual (por ejemplo de 5% a 6%) el componente no determinístico del PBI aumenta en 0.12 por ciento. Además, si la tasa de crecimiento del crédito real en soles $G12CSR_t$ aumenta en un punto porcentual (por ejemplo de 5% a 6%) el componente no determinístico del PBI aumenta en 0.5 por ciento. Es importante notar que el efecto de la tasa de crecimiento del crédito real en soles sobre el componente no determinístico del PBI es significativamente distinto al de dólares. Esto justifica la decisión de incorporar soles y dólares por separado en el modelo empírico. Utilizar el crédito total asumiría de manera implícita que el efecto de la tasa de crecimiento del crédito sobre el componente no determinístico del PBI es el mismo para ambas monedas.

A partir del VECM estimado (ver Anexo 5), se concluye que las tasas de crecimiento del crédito son fuertemente exógenas, lo cual sustenta la validez de la interpretación de la relación de cointegración anterior especificando a la izquierda la tasa de crecimiento del producto no determinístico. Por un lado, las tasas de crecimiento del crédito son débilmente exógenas, pues el coeficiente de error de cointegración es no significativo en cada modelo de corrección de errores. Por otro lado, ninguna de estas series es causada a la Granger por LYR_t .

Figura 12: Respuesta del Producto no determinístico ante choques en las tasas de crecimiento del crédito



En términos del impulso crediticio, los resultados del modelo VEC (ver Anexo 5) muestran que los rezagos del impulso crediticio en dólares, $\Delta G12CDSR_{t-p}$, contribuyen a la dinámica del componente no determinístico del PBI, $\Delta LYR_t \equiv LYR_t - LYR_{t-1}$, es decir $\Delta G12CDSR_t$ causa a la Granger a ΔLYR_t). Por otro lado, un choque en la tasa de crecimiento del crédito en soles (un impulso crediticio positivo) tiene un efecto más importante sobre el nivel de LYR que un choque en la tasa de crecimiento del crédito en dólares, como se muestra en la Figura 12.

6. Discusión de los resultados y conclusiones

A lo largo de todo el análisis se hace evidente que los datos de la economía peruana hacen difícil el análisis. La muestra es bastante corta y parece sufrir de un problema de inestabilidad en los parámetros del proceso generador de datos. Los cambios que se han dado en la economía peruana durante las últimas dos décadas han sido importantes y es de esperarse que sean, por lo menos en parte, responsables del comportamiento que se observa en las series.

A pesar de lo anterior, el ejercicio parece apuntar de manera inequívoca a la existencia de una relación entre crédito y producto en el corto y largo plazo. Las pruebas y modelos examinados indican claramente que el crédito tiene un componente informativo importante. Si a ello agregamos el hecho que las cifras de crédito usualmente están disponibles antes que las de producto (que se obtienen con un rezago no trivial) resulta claro que la inclusión del crédito en el proceso de toma de decisiones de política así como la elaboración de pronósticos para la economía en el corto plazo debería enriquecer estos procesos de manera importante.

En conclusión, el análisis muestra que el impulso crediticio (particularmente en soles) podría usarse como variable líder para pronosticar la evolución del producto en el corto y mediano plazo. Por otra parte, un análisis más profundo de la relación, quizás en el contexto de un modelo macroeconómico de equilibrio general o un análisis econométrico estructural (incluyendo variables adicionales posiblemente) podría arrojar una caracterización más completa de los factores detrás de la evolución del producto interno así como brindar mayores luces con respecto a la naturaleza de su relación con el crédito.

Referencias

Biggs, Michael, Thomas Mayer, and Andreas Pick (2009), “Credit and economic recovery”. *DNB Working Paper* 218

Calvo, Guillermo A., Alejandro Izquierdo, and Ernesto Talvi (2006a), “Phoenix miracles in emerging markets: Recovering without credit from systemic financial crises”, *NBER Working Paper* 12101.

Calvo, Guillermo A., Alejandro Izquierdo, and Ernesto Talvi (2006b), “Sudden stops and Phoenix miracles in emerging markets”, *American Economic Review*, 96(2), 405-410.

Claessens, Stijn, M. Ayan Khose and Marco E. Terrones (2009), “A recovery without credit. Possible, but ...” [www.voxeu.org /index.php?q=node/3600](http://www.voxeu.org/index.php?q=node/3600), Mayo 22.

Elliot, Graham; Rothenberg, Thomas y James H. Stock (1996), "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root". *Econometrica*, Vol. 64, No. 4, p. 813-836.

Hamilton, James (1994), "Time Series Analysis". Princeton, New Jersey: Princeton University Press, 1994.

Sims, Christopher, Stock, James y Watson, Mark W., “Inference in Linear Time Series Models with some Unit Roots”, *Econometrica*, Vol. 58, p. 113-144, 1990.

Anexos

Anexo 1: Pruebas de Raíz Unitaria

Muestra 1992q1-2009q4

LYR	ADF Test			Phillip-Perron Test			
	none	c	c & t	none	c	c & t	
AIC	0.094	0.028	0.781	0.119	0.530	0.835	BT
SIC	0.094	0.475	0.781	0.105	0.500	0.814	PR
HQ	0.094	0.475	0.781	0.108	0.506	0.818	QS
MAIC	0.094	0.475	0.781	0.122	0.533	0.835	AR
MSIC	0.200	0.670	0.913	0.122	0.539	0.840	ARDT
MHQ	0.094	0.475	0.781	0.122	0.532	0.839	ARGLS

G12cdsr	ADF Test			Phillip-Perron Test			
	none	c	c & t	none	c	c & t	
AIC	0.015	0.163	0.826	0.113	0.343	0.376	BT
SIC	0.018	0.193	0.483	0.102	0.312	0.336	PR
HQ	0.015	0.163	0.826	0.095	0.295	0.331	QS
MAIC	0.015	0.163	0.826	0.093	0.230	0.208	AR
MSIC	0.061	0.426	0.931	0.093	0.253	0.221	ARDT
MHQ	0.018	0.193	0.931	0.093	0.254	0.242	ARGLS

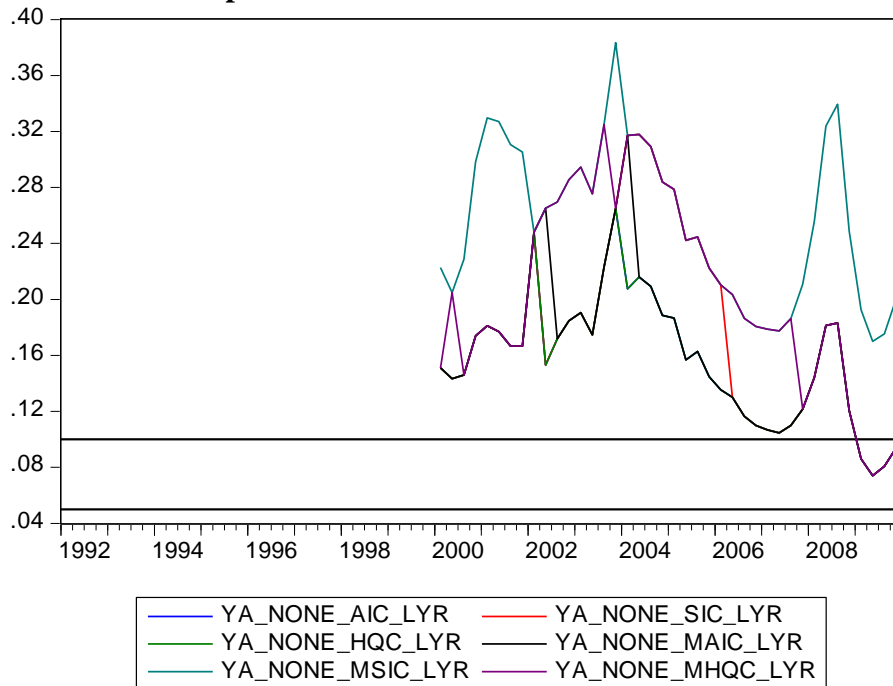
G12csr	ADF Test			Phillip-Perron Test			
	none	c	c & t	none	c	c & t	
AIC	0.044	0.111	0.220	0.111	0.221	0.529	BT
SIC	0.044	0.111	0.220	0.102	0.203	0.501	PR
HQ	0.044	0.111	0.220	0.102	0.204	0.505	QS
MAIC	0.044	0.087	0.055	0.028	0.000	0.000	AR
MSIC	0.012	0.024	0.115	0.028	0.000	0.023	ARDT
MHQ	0.012	0.087	0.055	0.028	0.000	0.000	ARGLS

G12ct	ADF Test			Phillip-Perron Test			
	none	c	c & t	none	c	c & t	
AIC	0.016	0.128	0.404	0.143	0.335	0.550	BT
SIC	0.016	0.128	0.404	0.125	0.295	0.499	PR
HQ	0.016	0.128	0.404	0.125	0.296	0.508	QS
MAIC	0.016	0.128	0.404	0.081	0.121	0.240	AR
MSIC	0.088	0.435	0.808	0.081	0.117	0.240	ARDT
MHQ	0.016	0.128	0.404	0.081	0.131	0.242	ARGLS

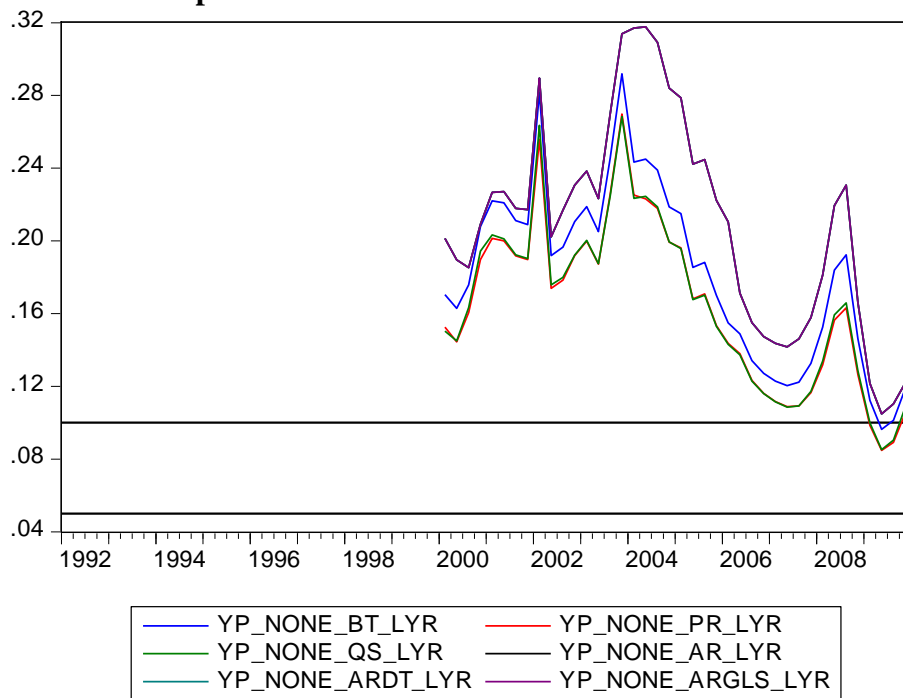
Anexo 2: Pruebas Recursivas de Raíz Unitaria

LYR:

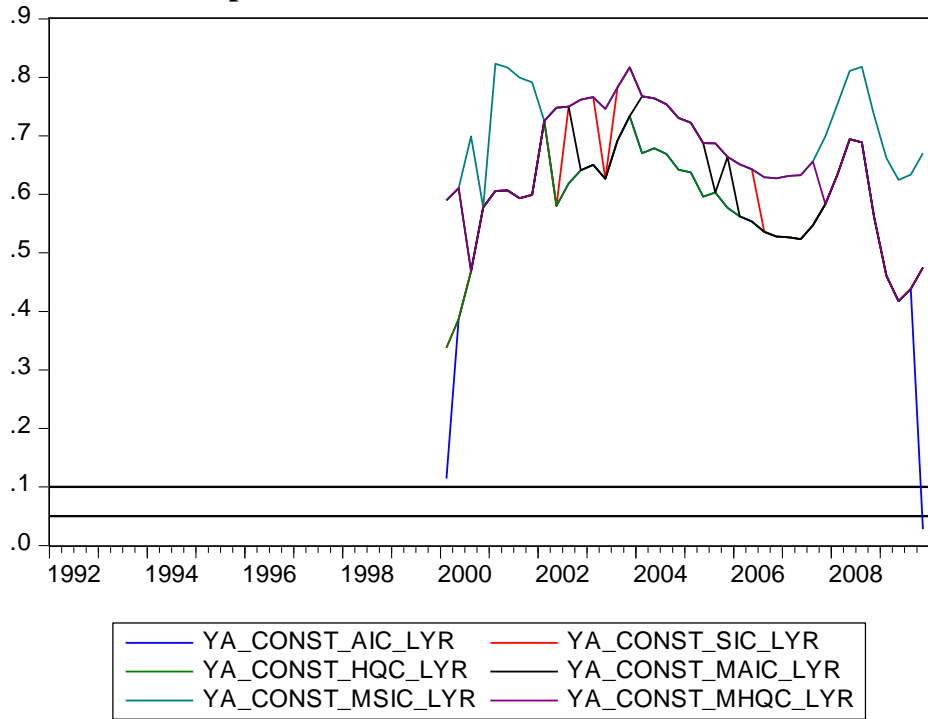
ADF sin Intercepto



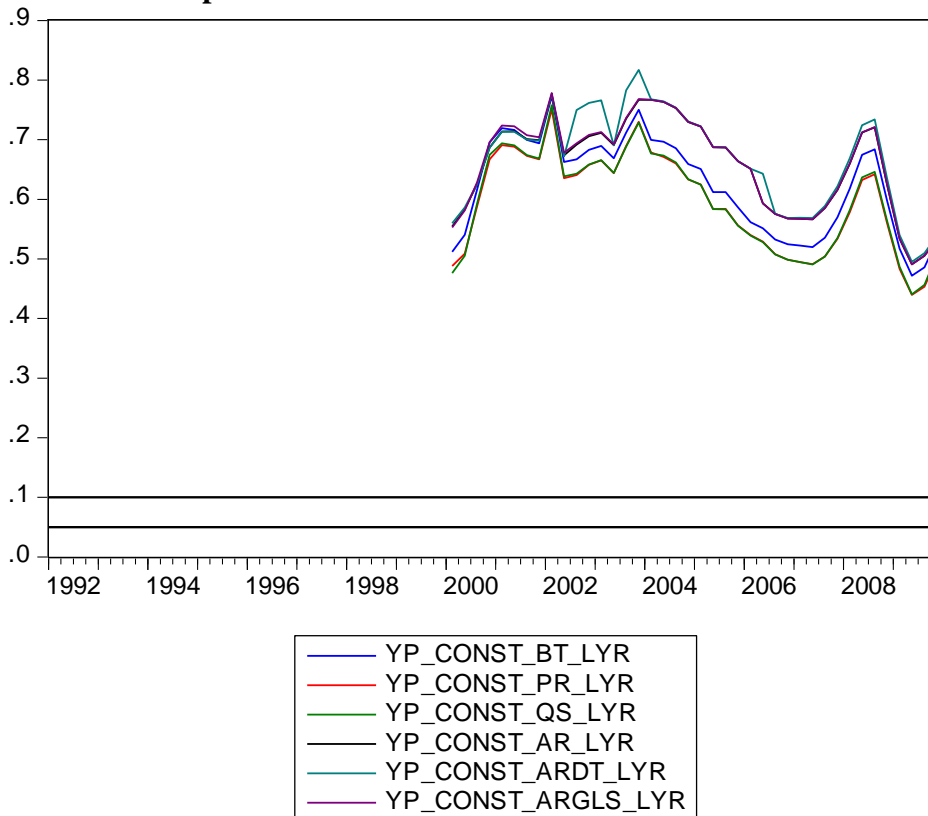
PP sin intercepto



ADF con intercepto

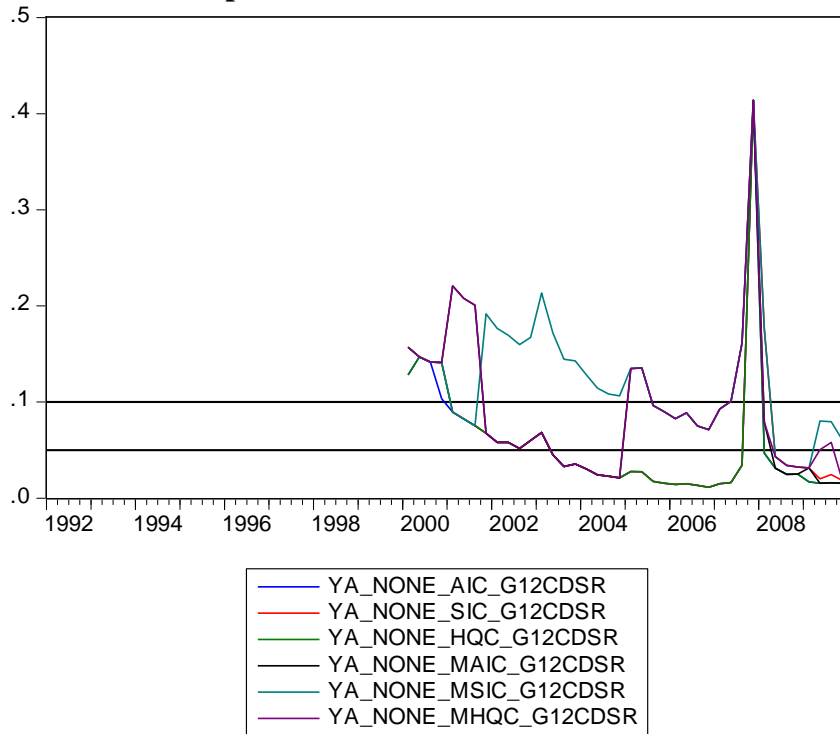


PP con intercepto

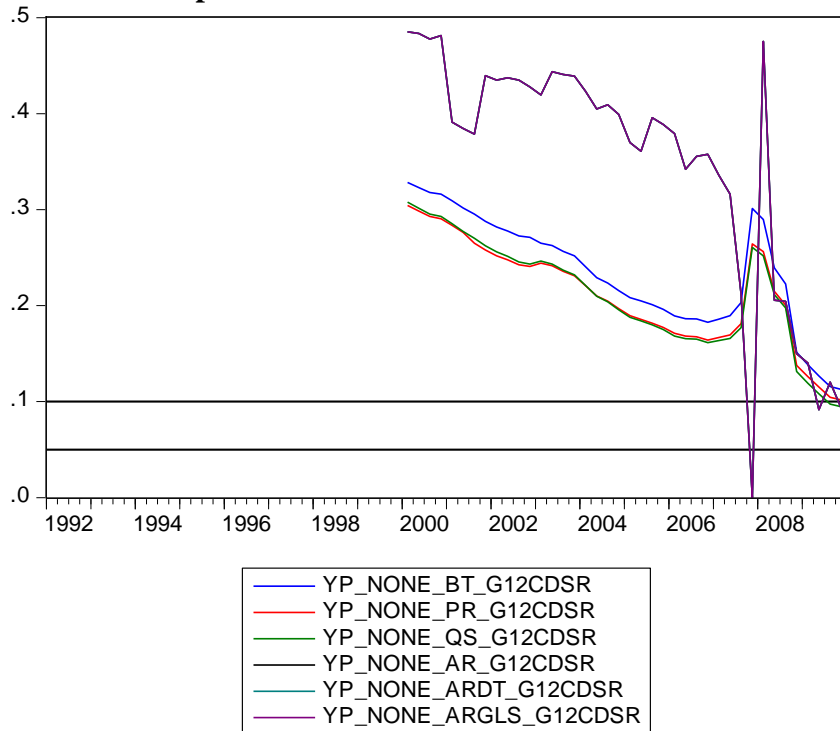


G12CDSR:

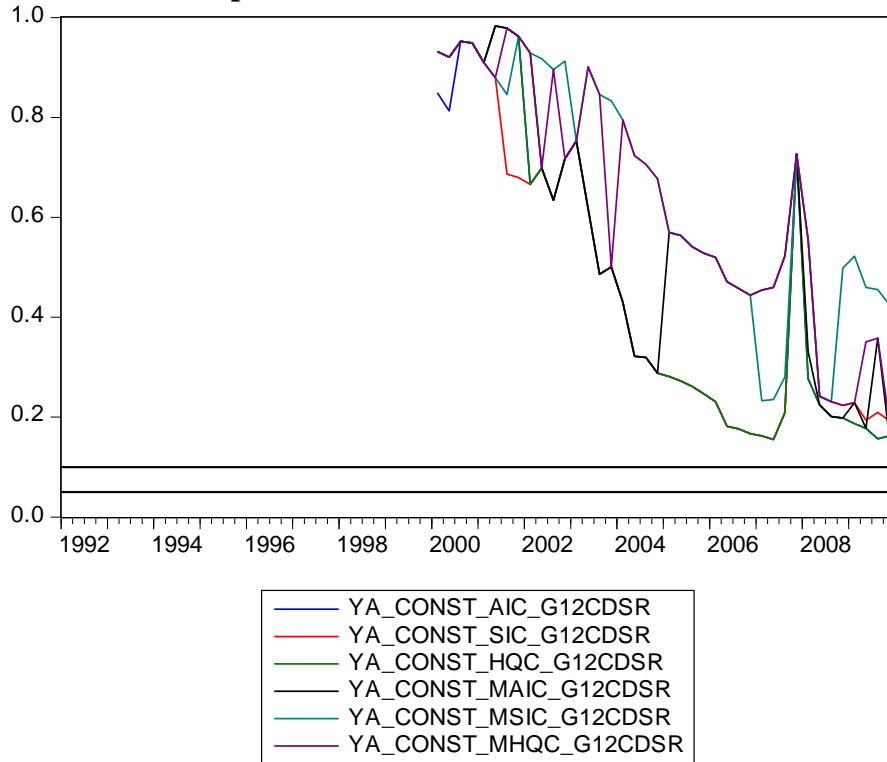
ADF sin Intercepto



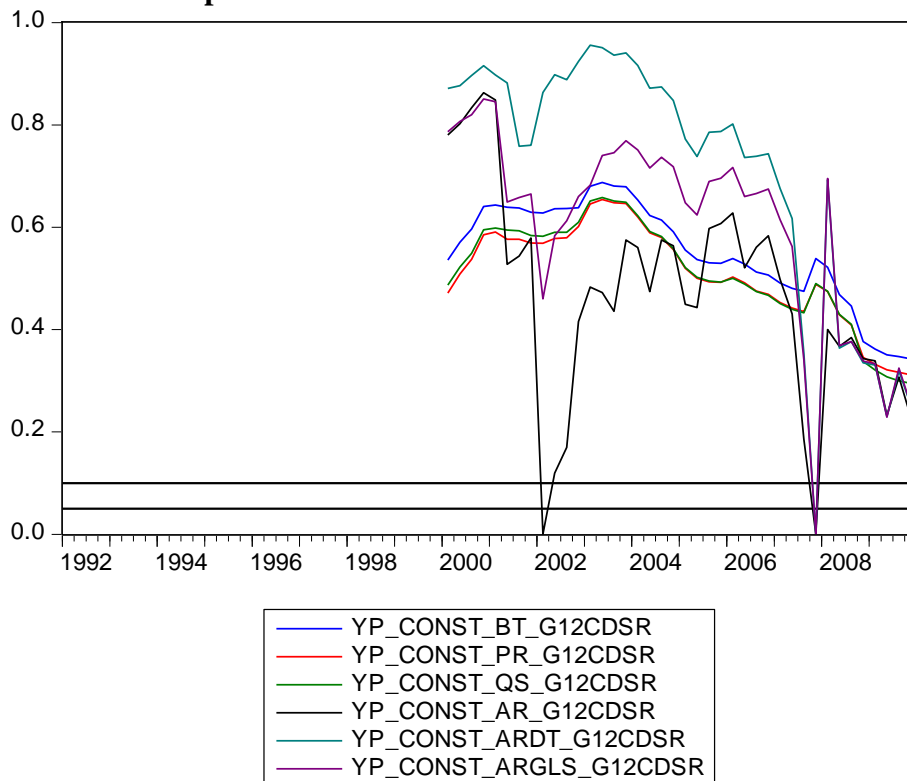
PP sin intercepto



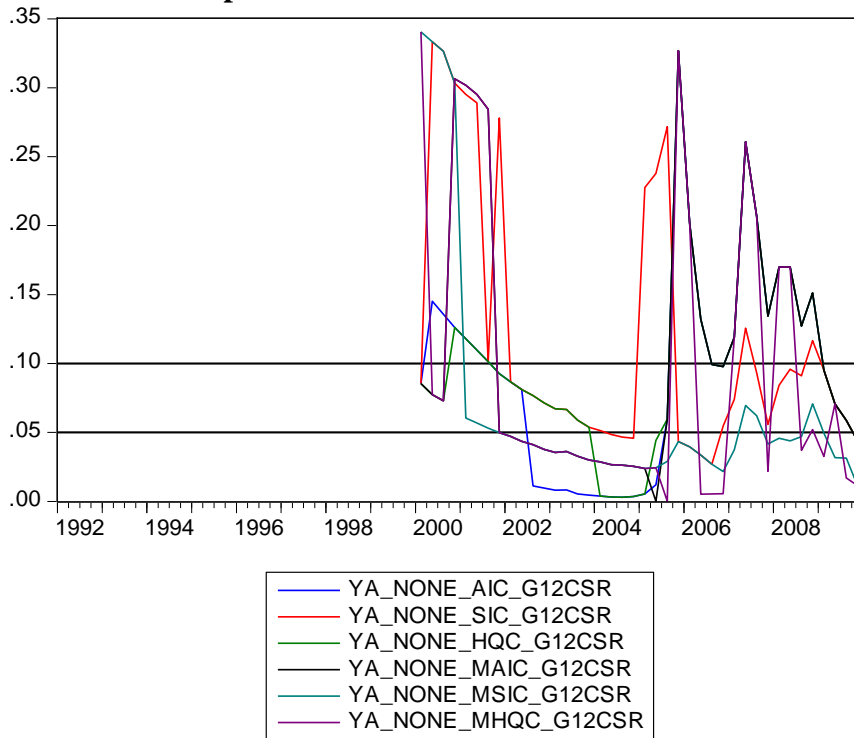
ADF con intercepto



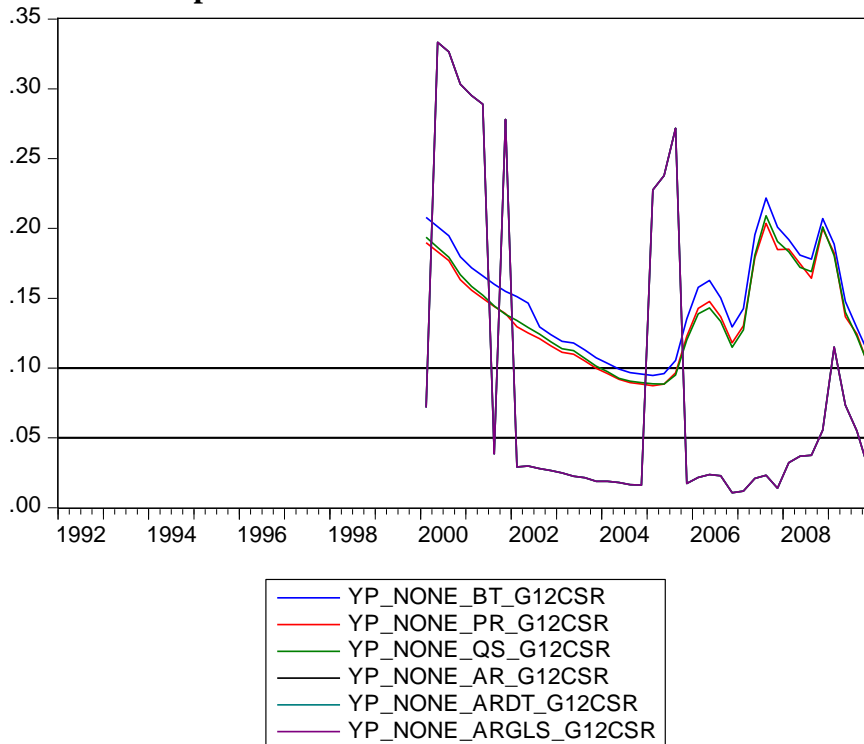
PP con intercepto



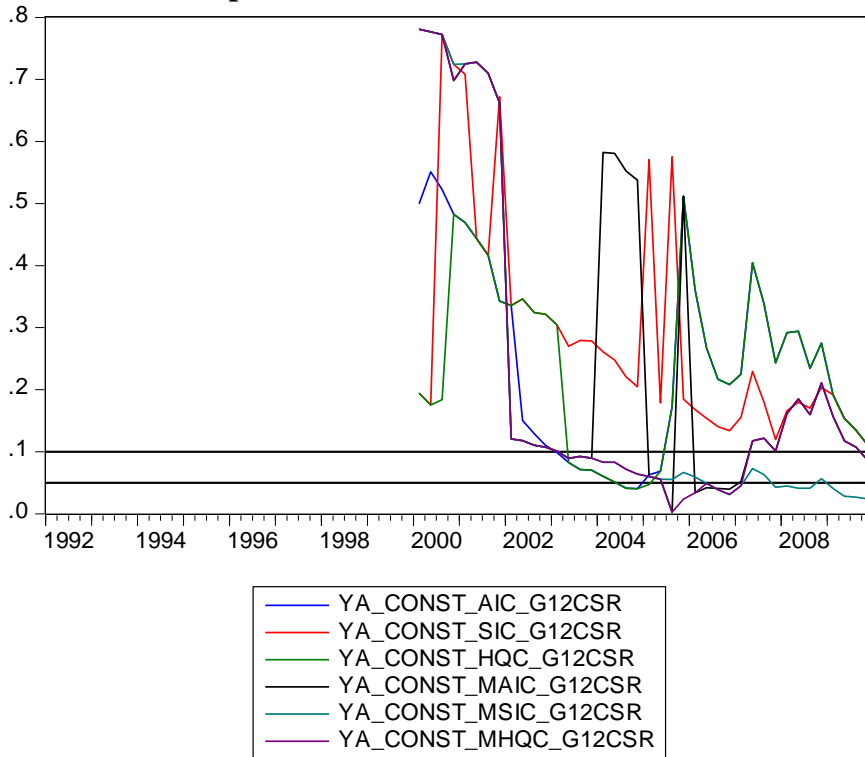
**G12CSR:
ADF sin Intercepto**



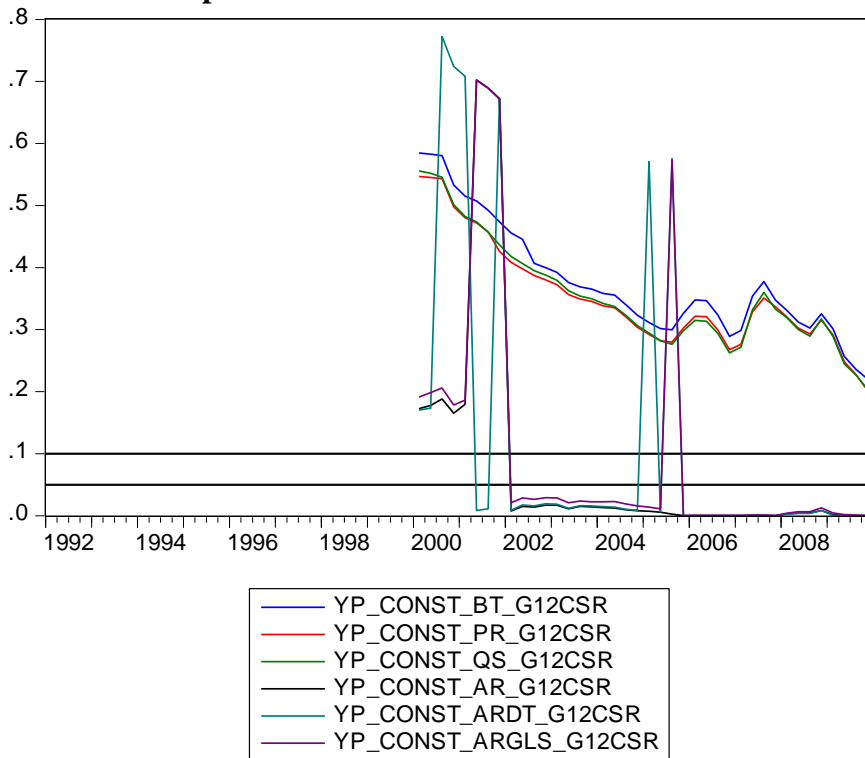
PP sin intercepto



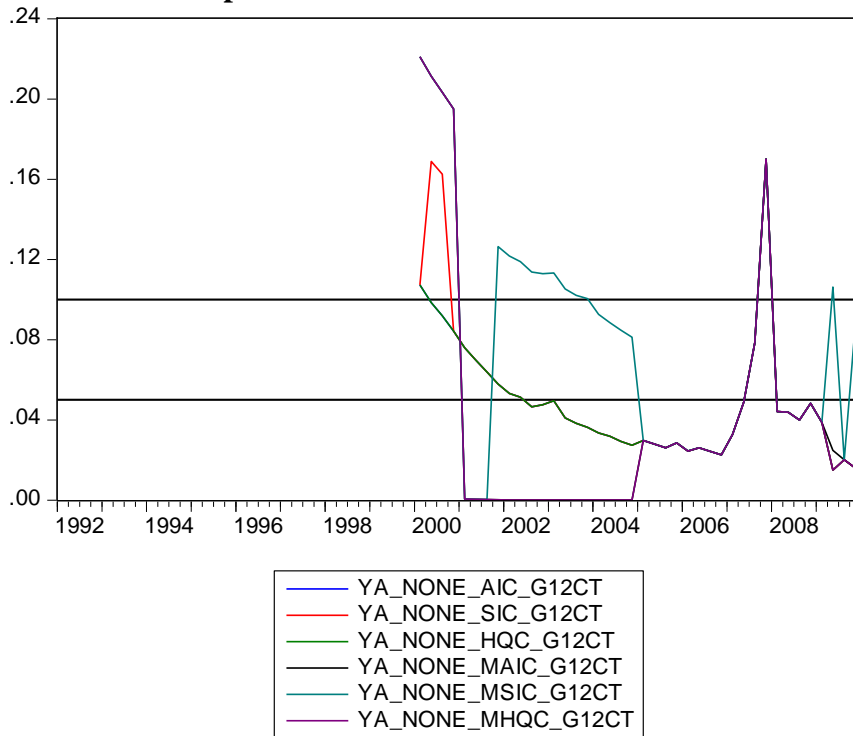
ADF con intercepto



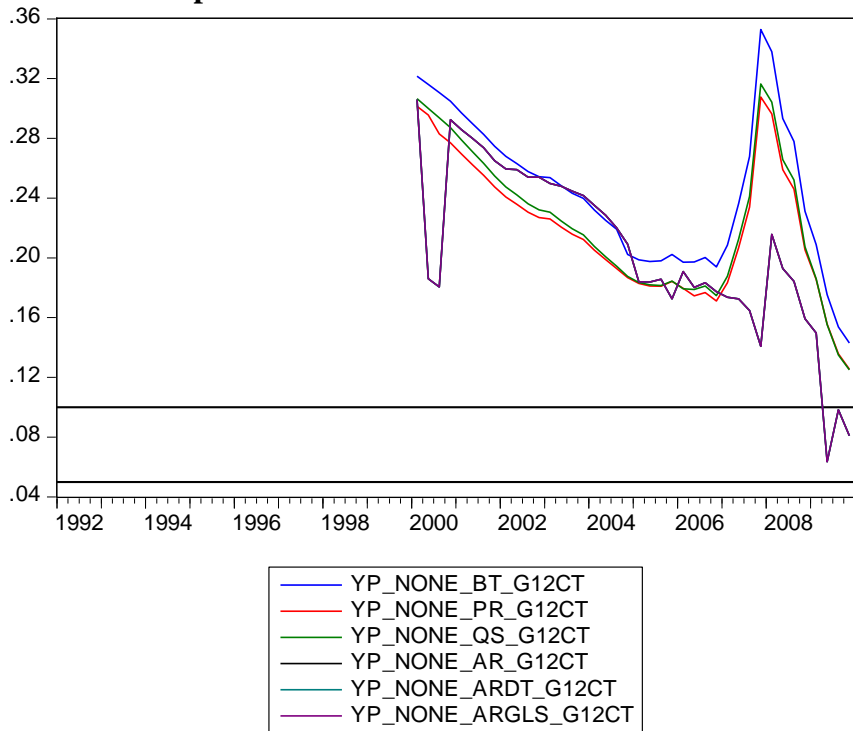
PP con intercepto



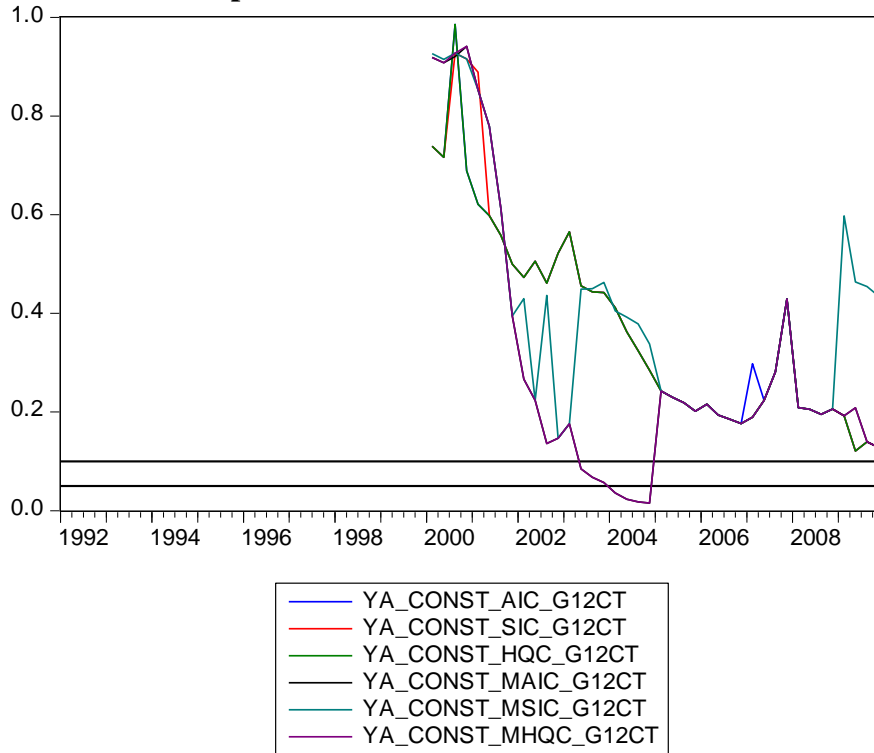
**G12CTR:
ADF sin Intercepto**



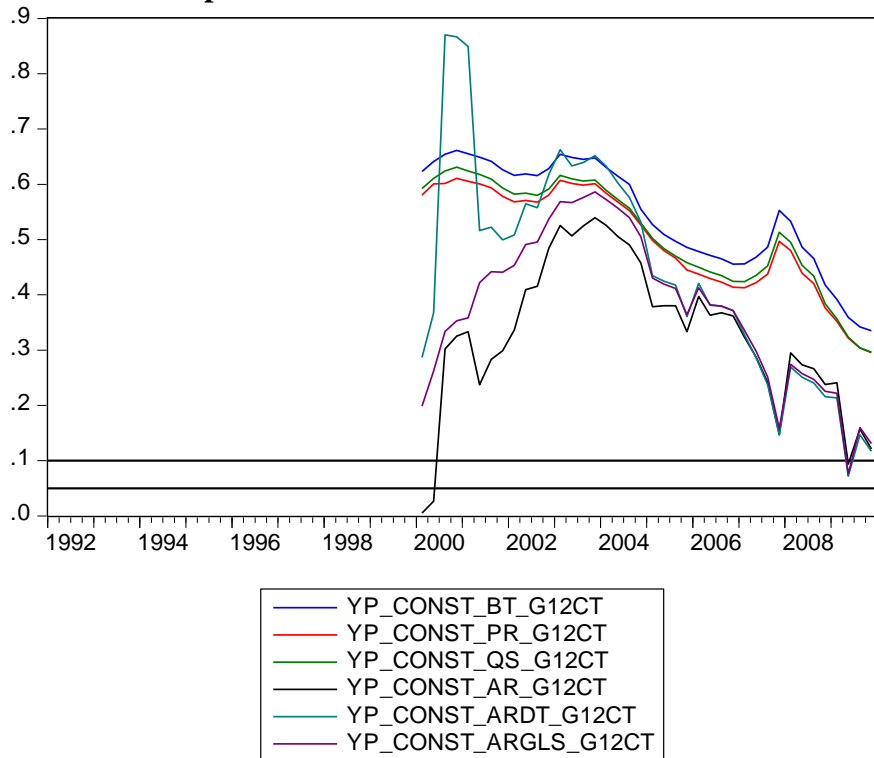
PP sin intercepto



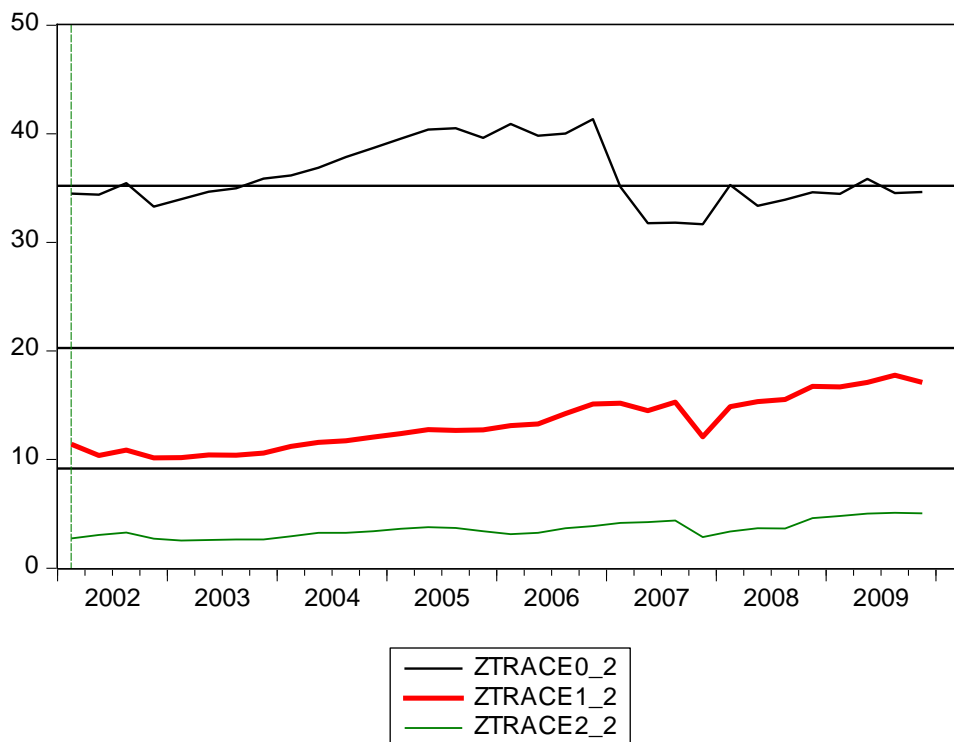
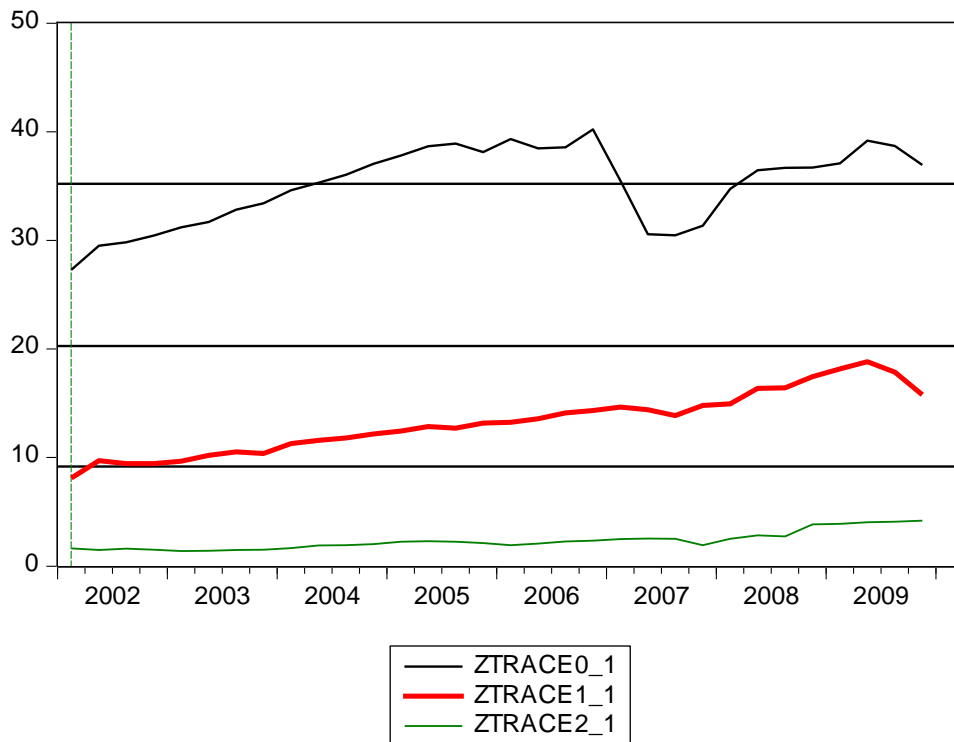
ADF con intercepto

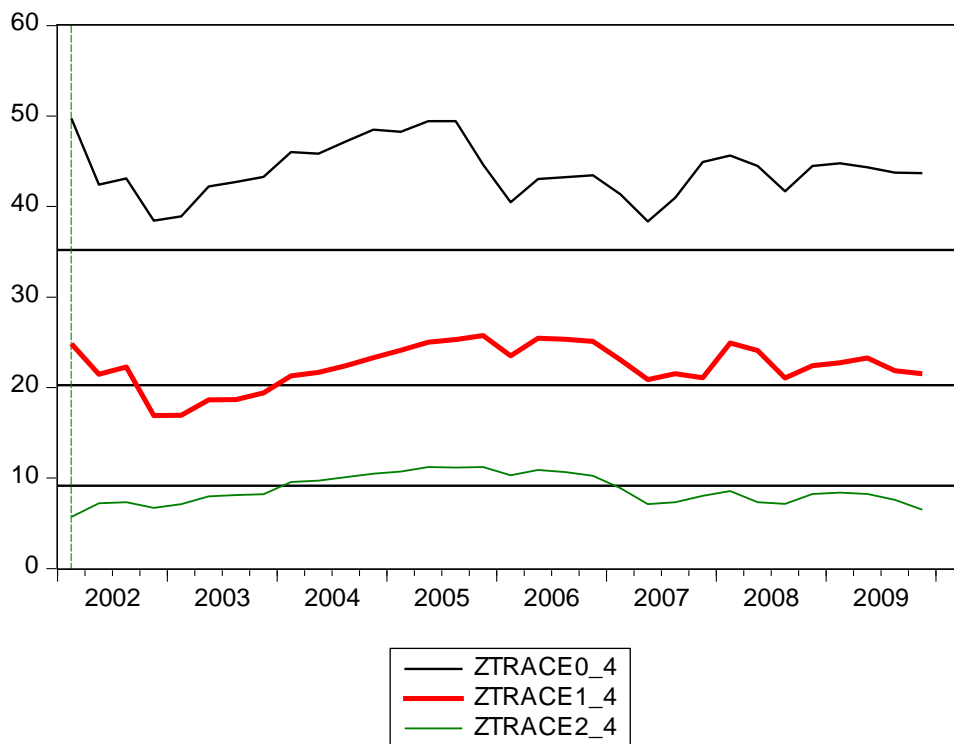
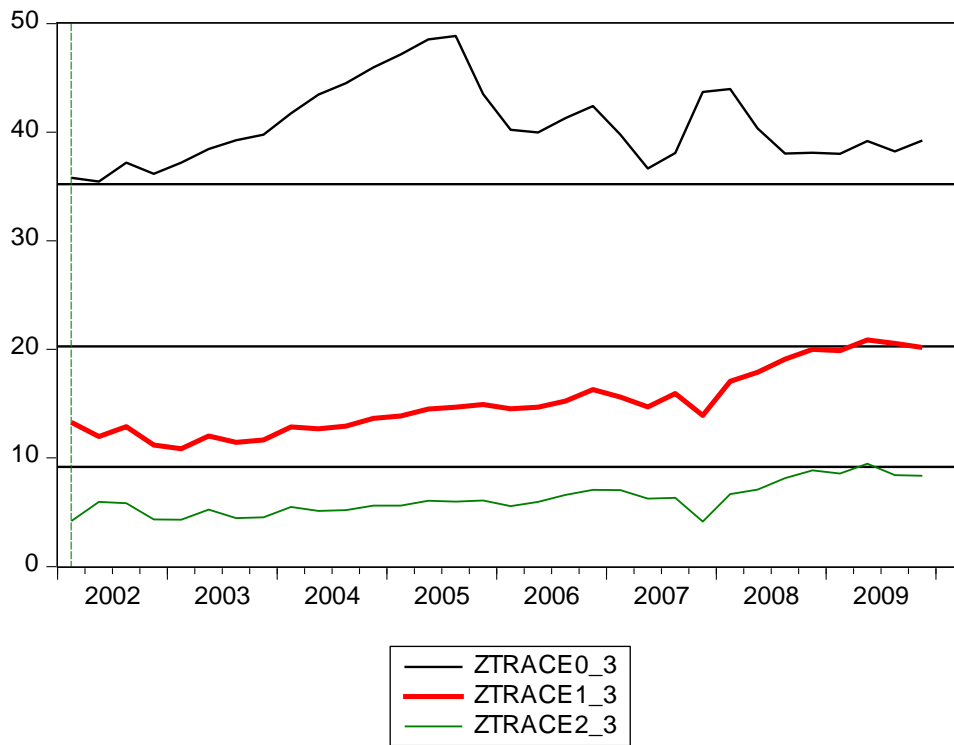


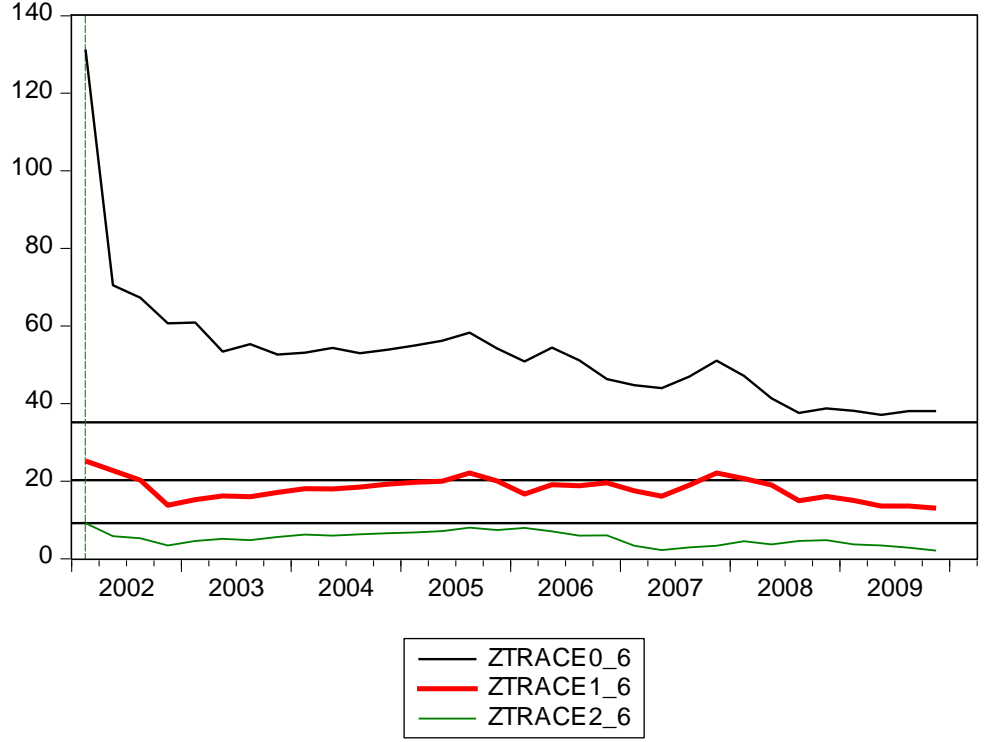
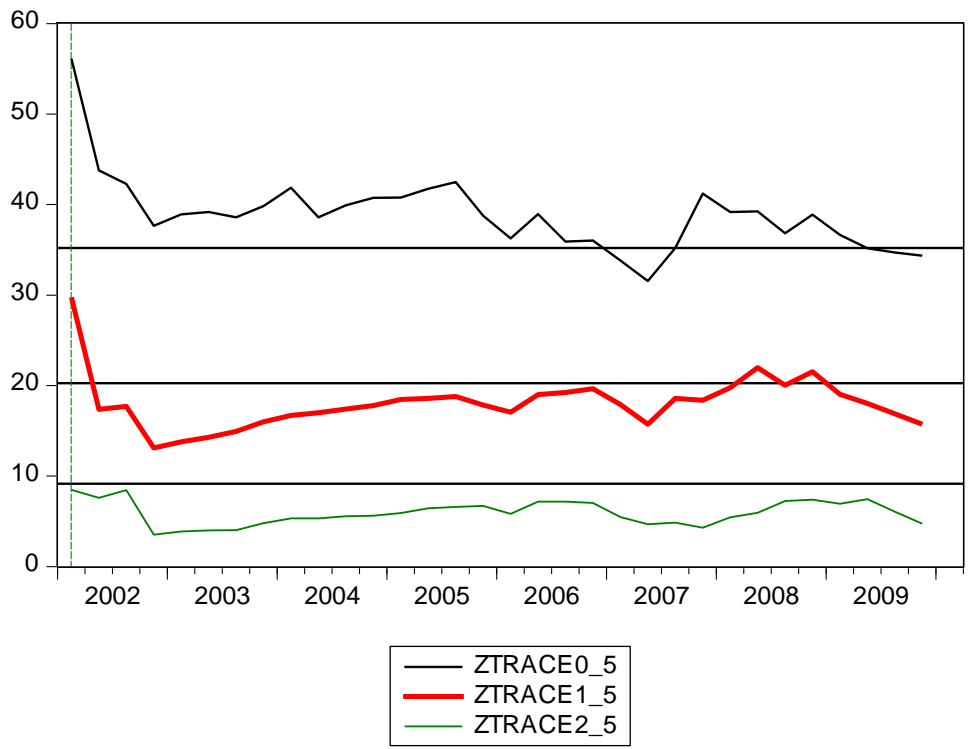
PP con intercepto



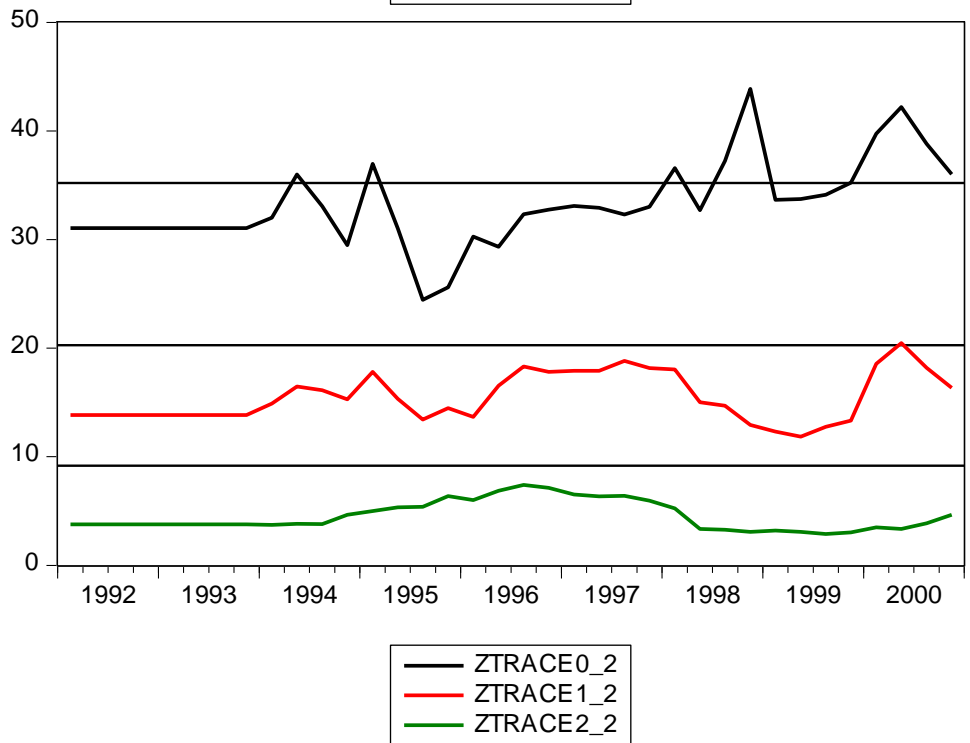
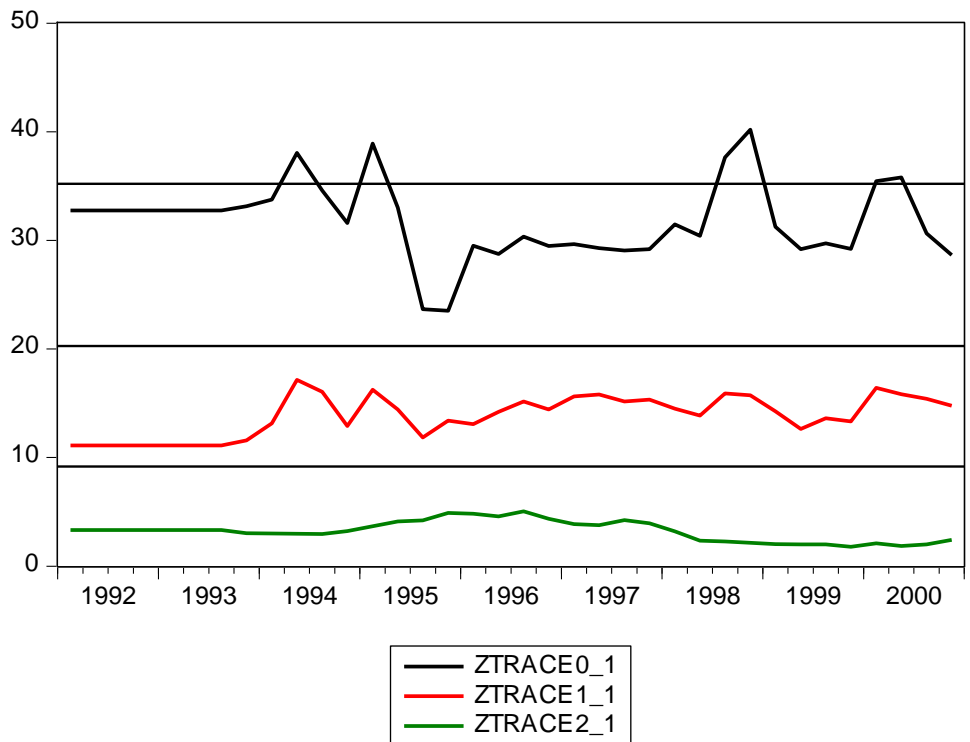
Anexo 3: Pruebas de cointegración recursiva con ventanas crecientes hacia adelante

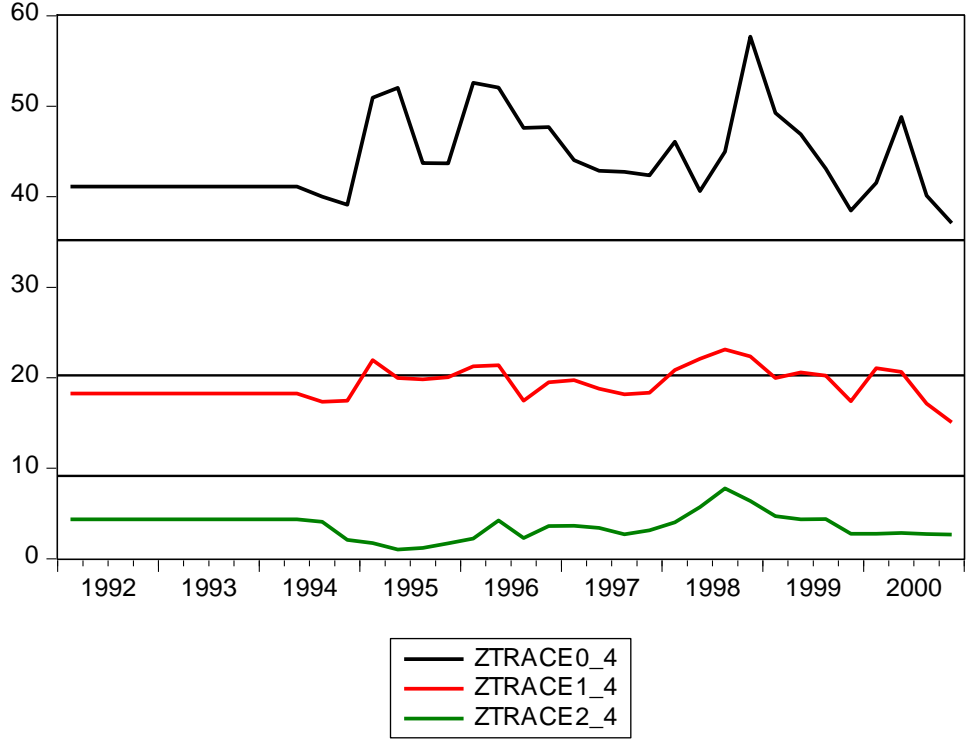
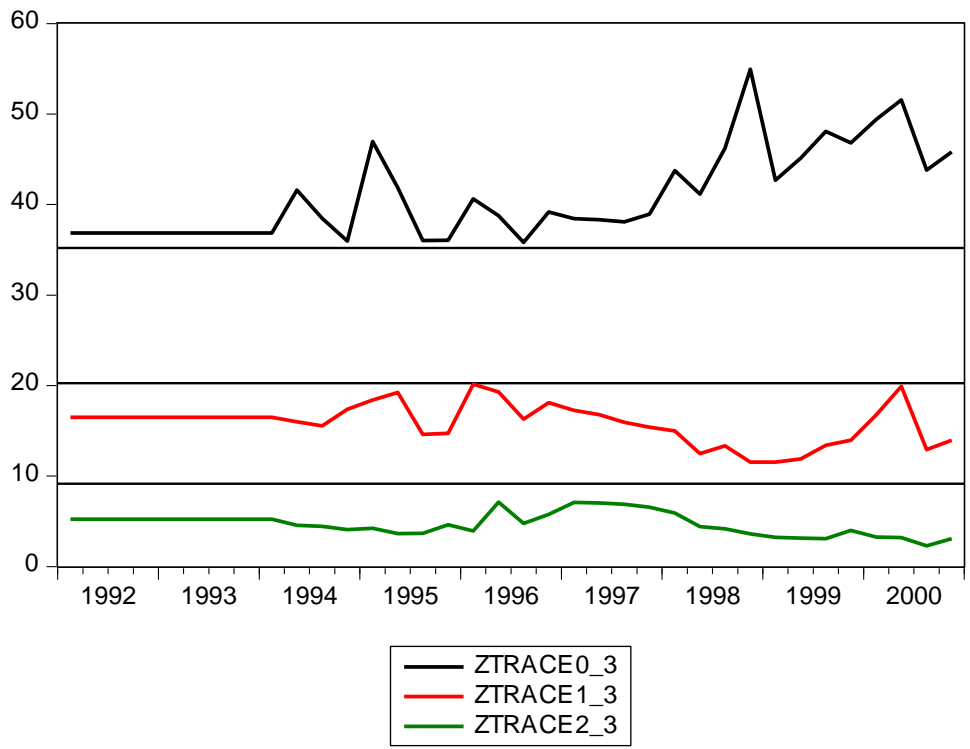


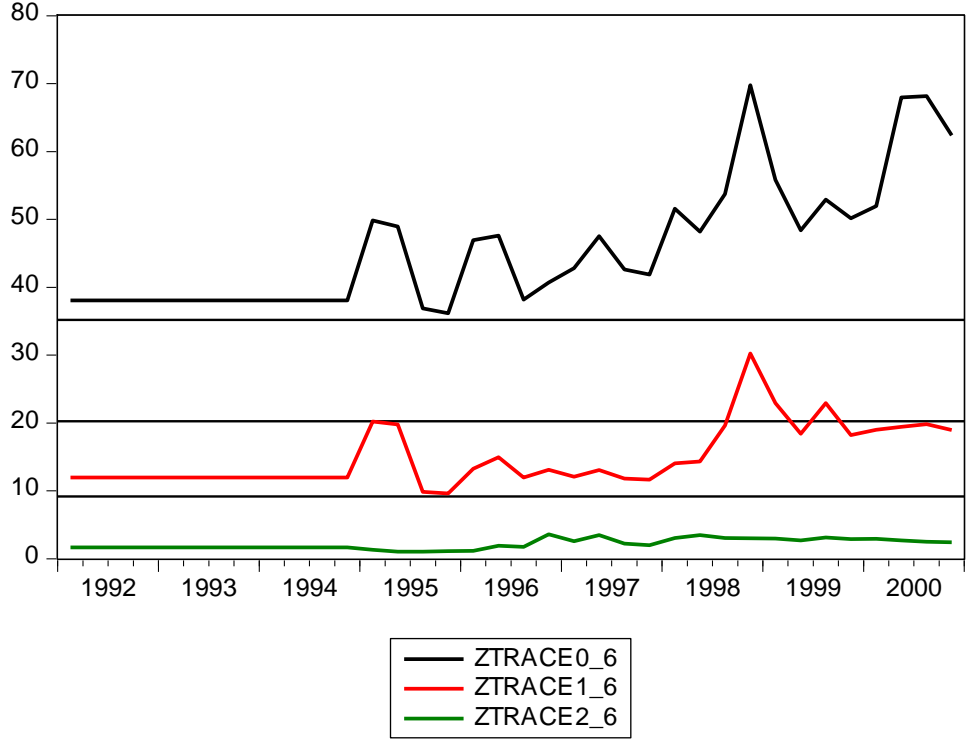
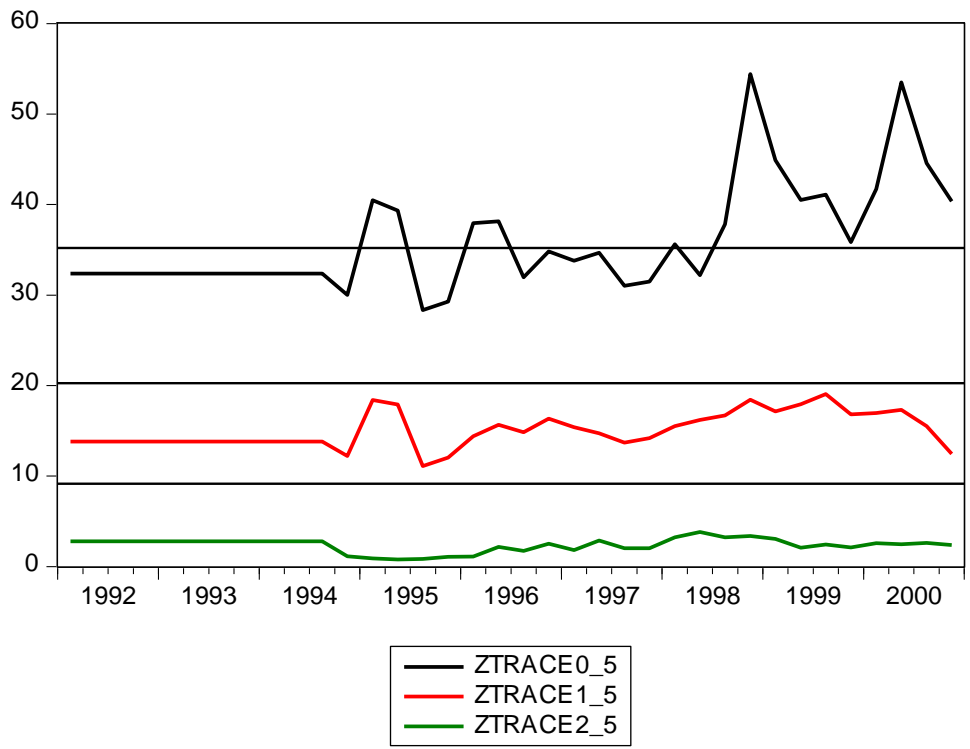




Anexo 4: Pruebas de cointegración recursiva con ventanas crecientes hacia atrás







Anexo 5: Resultados del VECM con 6 rezagos y 1 vector de cointegración

Nota: Las unidades de medida de Z2 y Z3 son porcentajes en la escala del 1 al 100. En el texto se han re-escalado los coeficientes de largo plazo y sus errores estándar para interpretarlos de forma directa.

Vector Error Correction Estimates		(0.04100)	(0.14486)	(0.12724)
Sample (adjusted): 1994Q4 2009Q4		[1.96155]	[3.17494]	[0.74041]
Included observations: 61 after adjustments				
Standard errors in () & t-statistics in []				
<hr/>				
Cointegrating Eq:	CointEq1			
Z1(-1)	1.000000			
Z2(-1)	-0.119033			
	(0.08086)			
	[-1.47217]			
Z3(-1)	-0.490027			
	(0.12131)			
	[-4.03952]			
C	0.086570			
	(0.01634)			
	[5.29766]			
<hr/>				
Error Correction:	D(Z1)	D(Z2)	D(Z3)	
CointEq1	-0.166324	-0.156110	0.118557	
	(0.03776)	(0.13341)	(0.11718)	
	[-4.40511]	[-1.17017]	[1.01174]	
D(Z1(-1))	0.050276	0.070579	-0.123986	
	(0.13480)	(0.47628)	(0.41835)	
	[0.37298]	[0.14819]	[-0.29637]	
D(Z1(-2))	-0.225299	0.126350	-0.450759	
	(0.13525)	(0.47787)	(0.41975)	
	[-1.66584]	[0.26440]	[-1.07388]	
D(Z1(-3))	-0.116329	-0.081212	-0.632997	
	(0.13573)	(0.47958)	(0.42125)	
	[-0.85706]	[-0.16934]	[-1.50266]	
D(Z1(-4))	-0.159800	-0.028496	0.252095	
	(0.13879)	(0.49041)	(0.43076)	
	[-1.15134]	[-0.05811]	[0.58524]	
D(Z1(-5))	-0.023744	0.318849	-0.968395	
	(0.13551)	(0.47881)	(0.42057)	
	[-0.17522]	[0.66591]	[-2.30256]	
D(Z1(-6))	-0.053651	-0.375063	0.287566	
	(0.13821)	(0.48834)	(0.42894)	
	[-0.38819]	[-0.76804]	[0.67041]	
D(Z2(-1))	0.041646	0.432824	0.254585	
	(0.04398)	(0.15540)	(0.13650)	
	[0.94693]	[2.78529]	[1.86516]	
D(Z2(-2))	-0.024348	-0.111431	0.023923	
	(0.04834)	(0.17082)	(0.15004)	
	[-0.50364]	[-0.65235]	[0.15945]	
D(Z2(-3))	0.080420	0.459923	0.094209	
D(Z2(-4))	-0.037318	-0.747214	0.383905	
	(0.04147)	(0.14654)	(0.12871)	
	[-0.89984]	[-5.09918]	[2.98266]	
D(Z2(-5))	-0.020977	0.162228	-0.044471	
	(0.05467)	(0.19316)	(0.16967)	
	[-0.38372]	[0.83985]	[-0.26210]	
D(Z2(-6))	-0.112195	-0.246412	0.044951	
	(0.05106)	(0.18041)	(0.15847)	
	[-2.19729]	[-1.36581]	[0.28365]	
D(Z3(-1))	0.018043	0.174509	0.688057	
	(0.04420)	(0.15618)	(0.13718)	
	[0.40818]	[1.11735]	[5.01557]	
D(Z3(-2))	0.001271	0.129576	-0.265370	
	(0.05058)	(0.17871)	(0.15697)	
	[0.02513]	[0.72508]	[-1.69058]	
D(Z3(-3))	-0.010660	0.044472	-0.061053	
	(0.04534)	(0.16020)	(0.14071)	
	[-0.23511]	[0.27760]	[-0.43388]	
D(Z3(-4))	-0.007780	-0.369858	-0.113347	
	(0.04444)	(0.15702)	(0.13792)	
	[-0.17506]	[-2.35542]	[-0.82181]	
D(Z3(-5))	0.040533	0.178579	0.280313	
	(0.04655)	(0.16448)	(0.14447)	
	[0.87074]	[1.08574]	[1.94027]	
D(Z3(-6))	-0.059150	0.054733	-0.036814	
	(0.04021)	(0.14208)	(0.12479)	
	[-1.47104]	[0.38524]	[-0.29500]	
<hr/>				
R-squared	0.568561	0.625166	0.723291	
Adj. R-squared	0.383658	0.464523	0.604702	
Sum sq. resids	0.005932	0.074063	0.057142	
S.E. equation	0.011885	0.041993	0.036885	
F-statistic	3.074922	3.891644	6.099126	
Log likelihood	195.2099	118.2131	126.1242	
Akaike AIC	-5.777374	-3.252887	-3.512270	
Schwarz SC	-5.119889	-2.595402	-2.854785	
Mean dependent	0.000197	-0.007841	-0.006100	
S.D. dependent	0.015138	0.057386	0.058666	
<hr/>				
Determinant resid covariance (dof adj.)		3.24E-10		
Determinant resid covariance		1.06E-10		
Log likelihood		440.8993		
Akaike information criterion		-12.45571		
Schwarz criterion		-10.34484		
<hr/>				

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
 Sample: 1992Q1 2009Q4
 Included observations: 61

Dependent variable: D(Z1)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(Z2)	12.61049	6	0.0497
D(Z3)	2.686843	6	0.8470
All	18.68929	12	0.0963

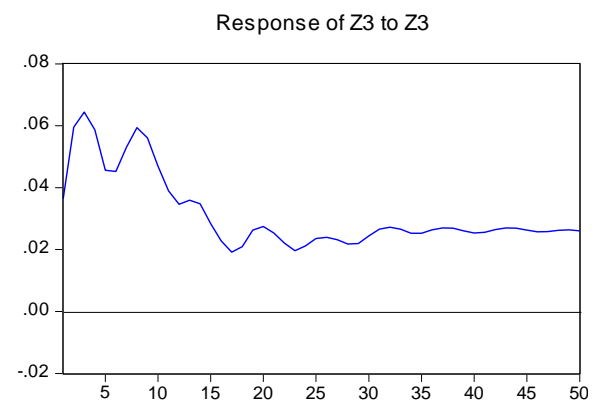
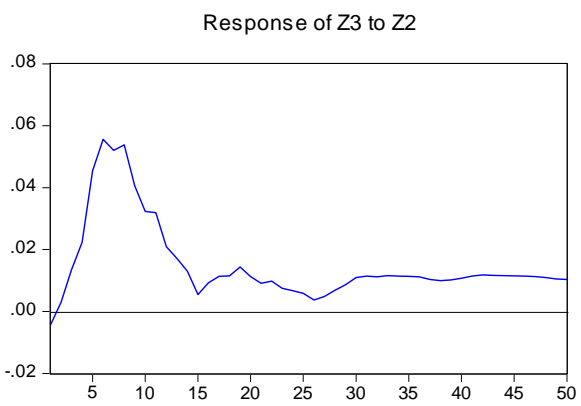
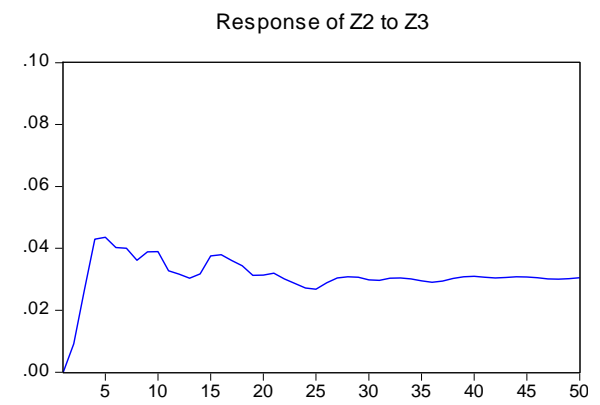
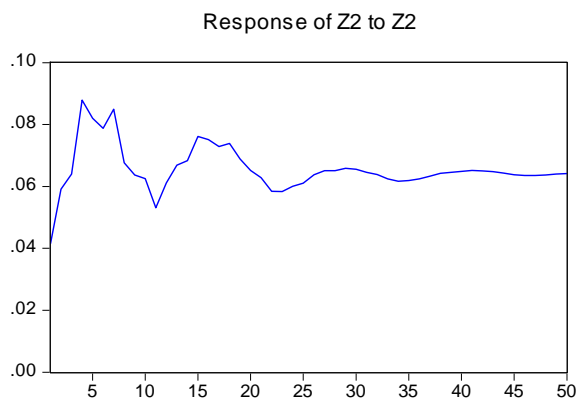
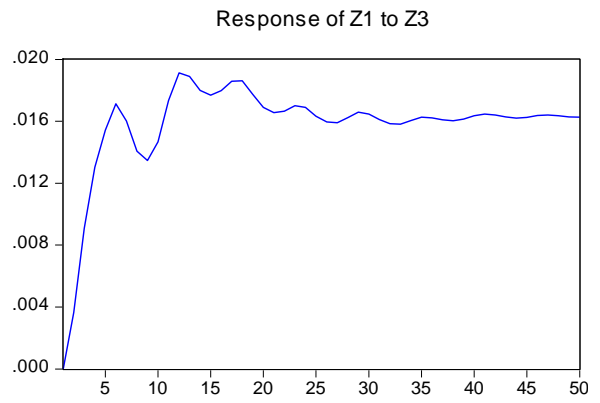
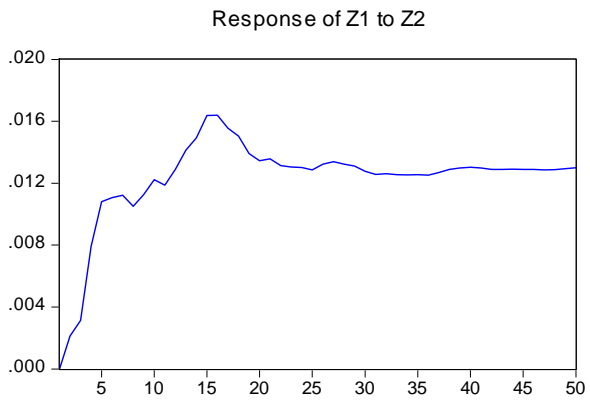
Dependent variable: D(Z2)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(Z1)	1.066796	6	0.9830
D(Z3)	15.66406	6	0.0157
All	18.14623	12	0.1113

Dependent variable: D(Z3)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(Z1)	8.571125	6	0.1992
D(Z2)	24.62251	6	0.0004
All	37.26954	12	0.0002

Response to Cholesky One S.D. Innovations



Anexo 6: Funciones Impulso Respuesta para el VECM con 4 rezagos y 2 vectores de cointegración

Response to Cholesky One S.D. Innovations

