



SEMINARIO-TALLER
TÓPICOS DE ECONOMETRIA APLICADA
PARTE II

*Pruebas de diagnóstico, Cointegración,
Modelos de corrección de errores,
Test de cointegración de Johansen-Juselius
y Pruebas de exogeneidad*

*Basado en las presentaciones del
Dr. Luis Miguel Galindo
Proyecto CEPAL-CMCA*

Preparado por: Mario Rojas Sánchez

Criterios de selección de los modelos econométricos



Criterios de selección de la econometría moderna

- ***El modelo es coherente con los datos:*** el modelo debe reproducir adecuadamente el comportamiento de los datos y por tanto no mostrar algún comportamiento sistemático en el comportamiento del término de error.
- ***El modelo tiene propiedades estadísticas de exogeneidad apropiadas:*** esto implica que el proceso de probabilidad condicional realizado es válido.
- ***El modelo es admisible con respecto a los datos:*** esto implica que el modelo realiza simulaciones y predicciones acertadas y tiene estabilidad en los parámetros.

Criterios de selección de la econometría moderna

CRITERIOS	PRUEBAS
Modelo coherente con los datos	Coeficiente de determinación Autocorrelación Heterocedasticidad
Propiedades de exogeneidad	Exogeneidad débil, exogeneidad fuerte y superexogeneidad
Modelo admisible con los datos	Normalidad Cambio estructural Estabilidad de parámetros
Teoría económica	Consistencia de los valores de los coeficientes

Fuente: Luis Miguel Galindo

PRUEBAS DE DIAGNÓSTICO



Normalidad de los residuos

- La normalidad de los residuos favorece la potencia de otras pruebas sobre éstos.
- Estadístico Jarque-Bera.
- Basado en dos medidas: kurtosis y skewness.
- H_0 : normalidad de los residuos.
- Distribución $X^2_{(2)}$
- Valor crítico al 5% es 5.99

PRUEBA DE NORMALIDAD DE JARQUE-BERA

La prueba de normalidad de Jarque-Bera (1980):

$$X^2(2) = ((n-k)/6)(SK^2 + (1/4)KC^2)$$

$X^2(2)$ es una chi cuadrada con dos grados de libertad y k es el número de variables consideradas

La hipótesis nula es que los errores se distribuyen normalmente

La distribución normal favorece la potencia de las otras pruebas

AUTOCORRELACIÓN SERIAL

La autocorrelación se define como la existencia de correlación de los residuos con sus valores pasados:

$$E(u_t u_{t-k}) \neq 0$$

Causas de la autocorrelación:

Omisión de variables relevantes en la ecuación estimada

Transformaciones en las ecuaciones o ajustes estacionales

La presencia de rezagos en el proceso de ajuste que no fueron considerados en la ecuación inicial.

PROBLEMAS DE AUTOCORRELACIÓN

- Los MCO siguen dando estimadores insesgados y consistentes cuando se utilizan variables exógenas en la ecuación inicial.
- Los MCO proporcionan estimadores sesgados e inconsistentes en el caso en que se utilizan variables endógenas en la ecuación inicial.
- Los estimadores no tienen varianza mínima.
- Las estimaciones de los errores estándar tienden por lo general a subestimar el valor real lo que se traduce en la obtención de pruebas t que rechazan la hipótesis nula.
- Las predicciones muestran, por lo general, valores más elevados que los normalmente esperados.

LA PRUEBA DEL MULTIPLICADOR DE LAGRANGE

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_k y_{t-k} + \alpha_{k+1} x_{it} + e_t$$

Asumiendo que los errores son autorregresivos de orden p entonces se estima la siguiente regresión:

$$e_t = \theta_0 + \theta_1 e_{t-1} + \theta_2 e_{t-2} + \dots + \theta_p e_{t-p} + v_t$$

$$H_0: \theta_0 = \theta_1 = \theta_2 = \theta_p = 0$$

El estadístico se distribuye como $X^2(\rho) = nR^2$.

HETEROSCEDASTICIDAD

La heteroscedasticidad se define como cambios de la varianza del término de error de la ecuación estimada:

$$E(e^2_t) = \sigma^2_t$$

Donde la varianza no es constante

En términos más generales:

$$E(ee') = \sigma^2 \psi$$

Donde ψ no tiene elementos idénticos en la diagonal

- Causas:
 - El modelo no está especificado correctamente.
 - Variación en los coeficientes estimados
 - Problemas en la agrupación de los datos



PROBLEMAS DE HETEROSCEDASTICIDAD

- Los MCO siguen siendo insesgados y consistentes pero ineficientes. Esto es la varianza ya no es mínima pero el uso de los MCO sigue siendo válido al menos en muestras grandes no obstante que no representa un uso eficiente de la información
- Las estimaciones de la varianza son sesgadas.
- Como consecuencia de que las estimaciones de la varianza ya no son mínimas entonces las pruebas de la significancia basadas en los t disminuyen su poder.

PRUEBA ARCH

Esta prueba se basa en la estimación de una regresión que incluye los valores rezagados al cuadrado de los residuales de la ecuación original:

$$e^2_t = \alpha_0 + \alpha_1 e^2_{t-1} + \alpha_1 e^2_{t-1} + \alpha_1 e^2_{t-p}$$

La hipótesis nula es que no existe heteroscedasticidad

SOLUCIONES PARA LA HETEROSCEDASTICIDAD

- Utilizar estimaciones por mínimos cuadrados generalizados en donde se conoce o especifica a priori la forma de la heteroscedasticidad
- Modificar la especificación de la ecuación original
- Aplicar la corrección de Newey-West en el proceso de estimación OLS



PRUEBAS DE ESTABILIDAD EN LOS PARÁMETROS

Cambio estructural

PRUEBA DE CHOW

$$(1) \quad y_t = B_0 + B_1x_{1t} + B_2x_{2t} + \dots + B_{kt}x_k + e_t$$

$$(2) \quad y_t = \alpha_0 + \alpha_1x_{1t} + \alpha_2x_{2t} + \dots + \alpha_{kt}x_k + e_t$$

La hipótesis nula es:

$$H_0: B_0 = \alpha_0, B_1 = \alpha_1 \dots B_k = \alpha_k$$

$$F((RSS^1 - RSS^2)/k) = F(k, n + m - 2k)$$

Donde RSS^1 representa la suma del cuadrado de los residuales de la primera regresión y RSS^2 la suma del cuadrado de los residuales de la segunda regresión.

ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN Y MODELOS DE CORRECCIÓN DE ERRORES



COINTEGRACIÓN

Cointegración $CI(d,b)$:

La combinación lineal de dos series Y_t X_t $I(1)$ no estacionarias baja un orden de integración

$$Y_t - \beta_1 X_t = \omega$$



COINTEGRACIÓN

- Los coeficientes son las ponderaciones de la combinación lineal que reduce las variables a un nivel estacionario
- Se normaliza la combinación lineal de acuerdo a la teoría económica
- El vector de cointegración no es único ya que su multiplicación por un escalar es similar pero se mantendrá la relación
- Con más de dos variables puede haber más vectores de cointegración

PRUEBA DE COINTEGRACIÓN

Engle y Granger (1987):

Suponiendo que Y_t X_t que $I(1)$.

Regresión en niveles o estática:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \omega_t$$

Estimación de esta ecuación por OLS da coeficientes superconsistentes (Stock, 1987).

PRUEBA DE COINTEGRACIÓN

CRADF(p):

$$\Delta\omega_t = \gamma\omega_{t-1} + \sum^p \alpha_i \Delta\omega_{t-i} + u_t$$

Esta ecuación no incluye normalmente a una constante.

Los valores críticos no tienen distribución estándar y debe de corregirse por la primera regresión.

Cuadro 1: Valores críticos de MacKinnon (1991) (caso bivariado)

(Engle y Yoo, 1991):

	1%	5%	10%
T=50	-4.085	-3.438	-3.094
T=100	-4.048	-3.396	-3.091
T=500	-3.908	-3.345	-3.048

DOS ETAPAS DE ENGLE-GRANGER

Ecuación de cointegración:

$$(1) \quad Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \omega_t$$

Equilibrio: $\omega_t = 0$

Desequilibrio: $\omega_t = Y_t - \beta_0 - \beta_1 X_t$



DOS ETAPAS DE ENGLE-GRANGER

Modelo general:

$$(2) \quad \Delta Y_t = \varphi_1 \Delta X_t + \delta \omega_{t-1} = \varphi_1 \Delta X_t + \delta [Y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 X_{t-1}] + u_t$$

Con: $-1 < \delta < 0$



COINTEGRACIÓN

- Stock (1987) demostró que los coeficientes de (1) son superconsistentes pero no necesariamente distribuidos normalmente, mientras que en (2) los coeficientes son consistentes y asintóticamente distribuidos normalmente

⇒ Inferencia con prueba t en la regresión (1) son inválidas.

⇒ Inferencia con prueba t en la regresión (2) son válidas.

- Existe igual número de ecuaciones que de variables.

Teorema de representación de Granger (Engle y Granger, 1987):
Cointegración implica ECM e inversamente.

PRUEBAS DE ECM Y COINTEGRACIÓN

La regresión estática de $[Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \omega_t]$ permite probar cointegración como:

$$\Delta\omega_t = \omega_{t-1} + u_t$$

Ello equivale a:

$$\Delta(Y-X)_t = \delta[Y-X]_{t-1} + u_t \Rightarrow \Delta Y_t = \Delta X_t + \delta[Y-X]_{t-1} + u_t$$

PRUEBAS DE ECM Y COINTEGRACIÓN

Esta regresión es un caso restrictivo del teorema de representación de Granger:

$$\Delta Y_t = \varphi_1 \Delta X_t + \delta [Y_{t-1} - X_{t-1}] + u_t$$

Ho: $\delta=0 \Rightarrow$ no cointegración

Notas:

- La distribución de la prueba t no es estándar. Usar valores críticos de la DF (Banerjee, et al 1986 y Kremers, Ericsson y Dolado, 1992).
- Se impone elasticidad unitaria.

MODELO DE CORRECCIÓN DE ERRORES

CASO: CURVA IS



MCE: Método dos etapas (Engle-Granger)

Ecuación de largo plazo (RLP)

Dependent Variable: LY

Method: Least Squares

Date: 03/15/07 Time: 09:50

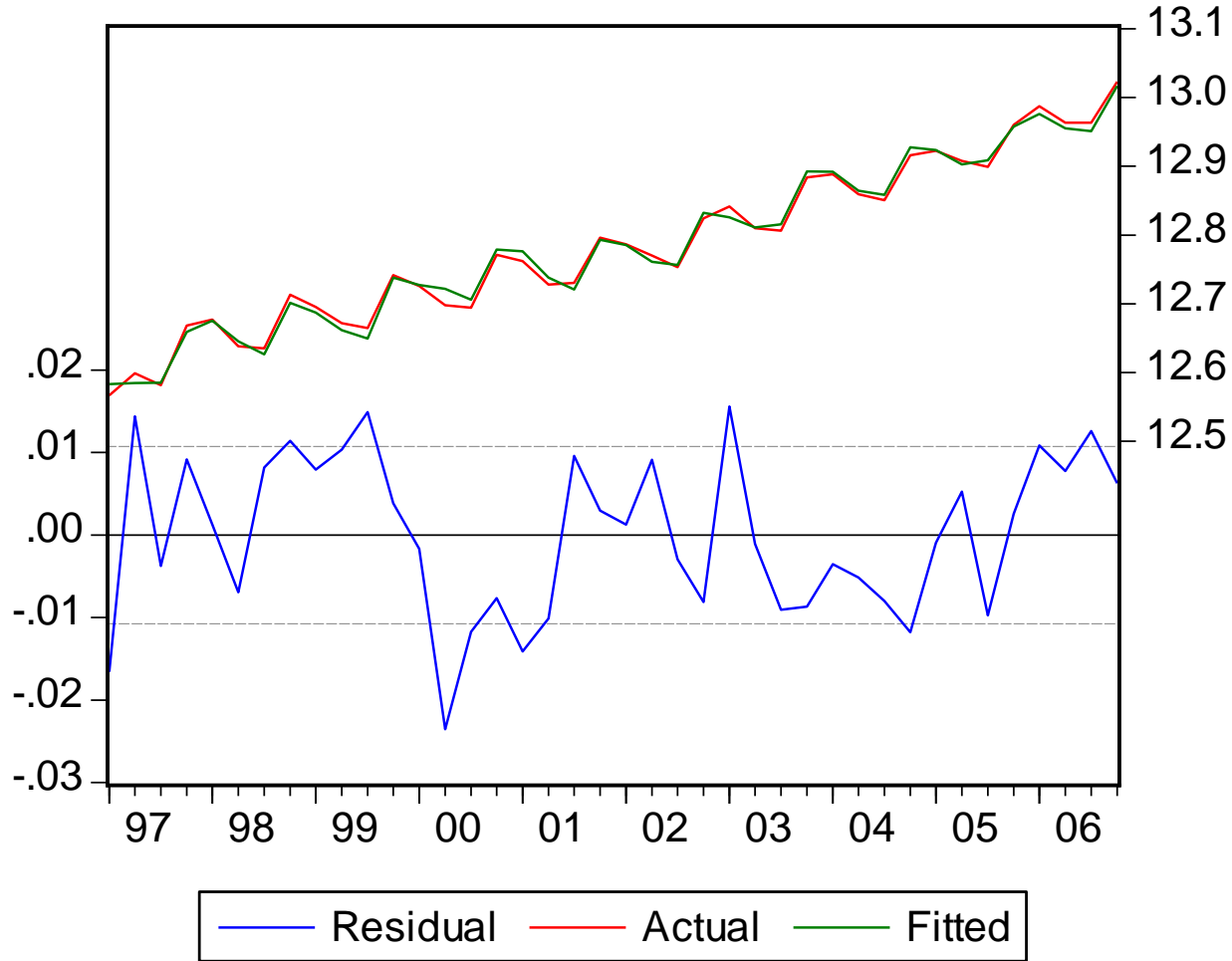
Sample: 1997Q1 2006Q4

Included observations: 40

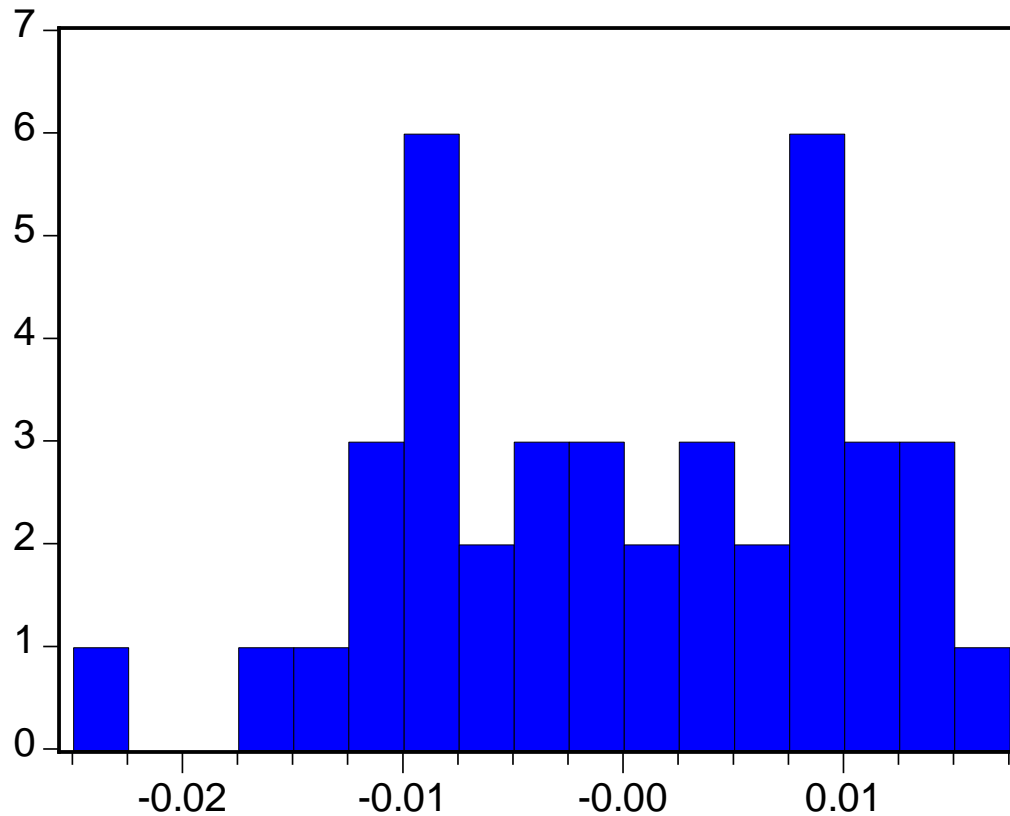
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
@SEAS(2)	-0.033076	0.004889	-6.765009	0.0000
@SEAS(3)	-0.052857	0.005831	-9.064102	0.0000
@SEAS(4)	0.012134	0.005013	2.420640	0.0213
LYX	1.081476	0.056671	19.08349	0.0000
LTOT	0.376978	0.072477	5.201336	0.0000
LTCR	0.213426	0.045213	4.720469	0.0000
R_EXP	-0.352210	0.237091	-1.485550	0.1472
@TREND	0.002719	0.000701	3.876759	0.0005
R-squared	0.993338	Mean dependent var	12.78435	
Adjusted R-squared	0.991881	S.D. dependent var	0.119267	
S.E. of regression	0.010747	Akaike info criterion	-6.051562	
Sum squared resid	0.003696	Schwarz criterion	-5.713786	
Log likelihood	129.0312	Durbin-Watson stat	1.353301	

RESIDUOS DE LA REGRESIÓN (RLP)



PRUEBA DE NORMALIDAD DE JARQUE-BERA (RLP)



Series: Residuals
 Sample 1997Q1 2006Q4
 Observations 40

Mean	1.02e-06
Median	0.000160
Maximum	0.015574
Minimum	-0.023547
Std. Dev.	0.009735
Skewness	-0.246860
Kurtosis	2.234025

Jarque-Bera	1.384130
Probability	0.500541

PRUEBA DEL MULTIPLICADOR DE LAGRANGE (RLP)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.078689	Prob. F(4,28)	0.385815
Obs*R-squared	5.340913	Prob. Chi-Square(4)	0.254071



PRUEBA ARCH (RLP)

ARCH Test:

F-statistic	1.057943	Prob. F(4,31)	0.393779
Obs*R-squared	4.324045	Prob. Chi-Square(4)	0.363924





PRUEBAS DE ESTABILIDAD EN LOS PARÁMETROS (RLP)

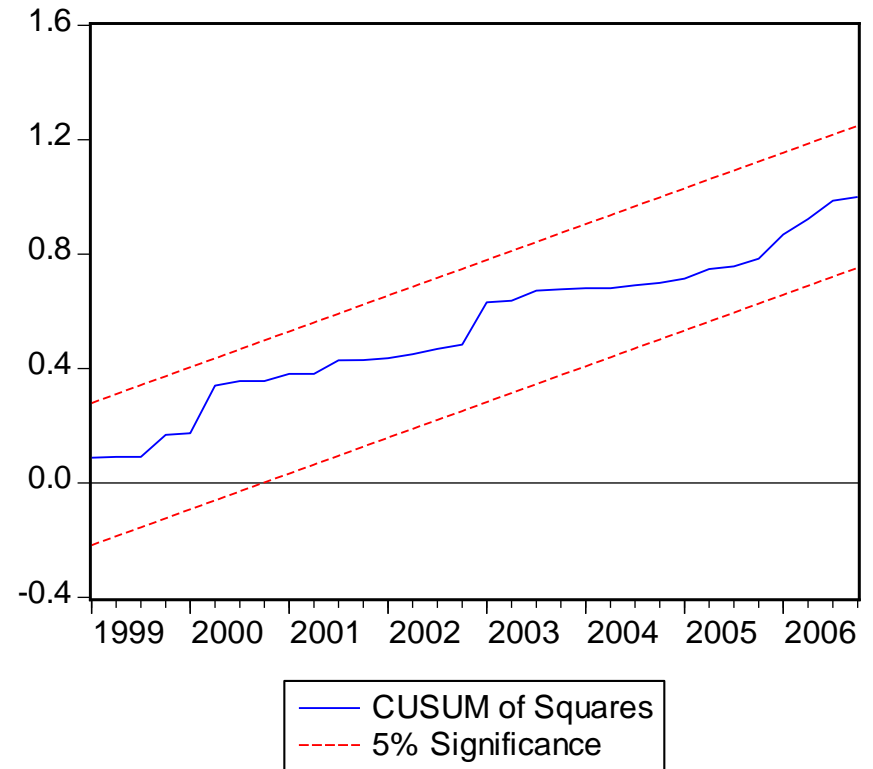
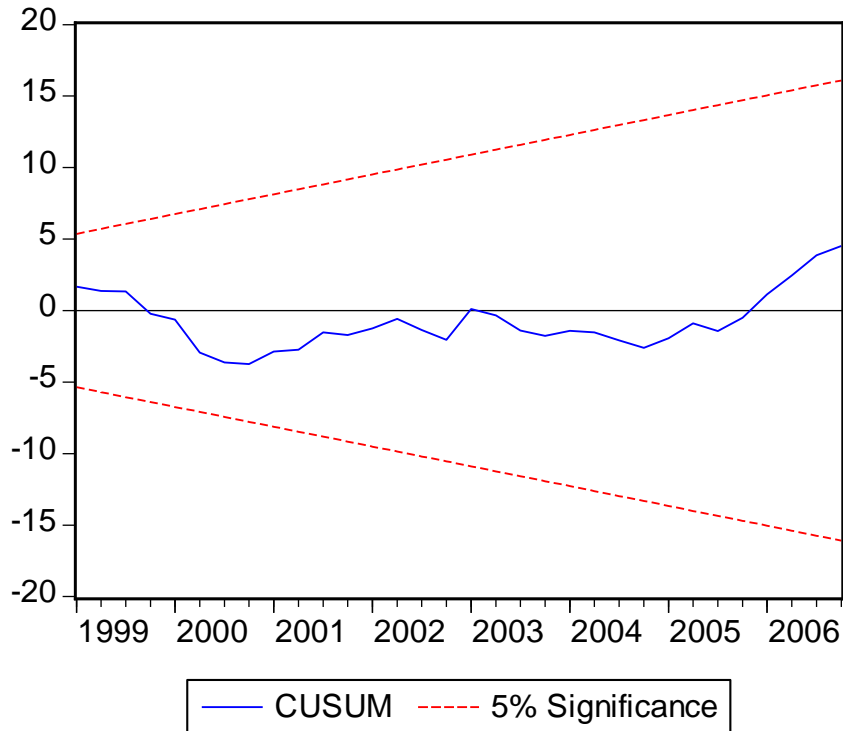
Cambio estructural

Chow Breakpoint Test: 2000Q4

F-statistic	1.921842	Prob. F(8,24)	0.103217
Log likelihood ratio	19.80282	Prob. Chi-Square(8)	0.011108

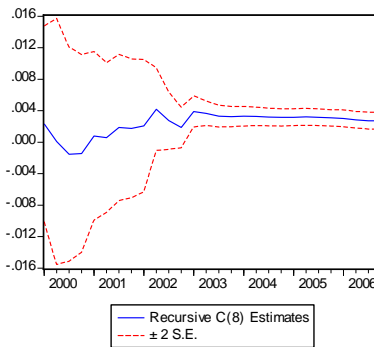
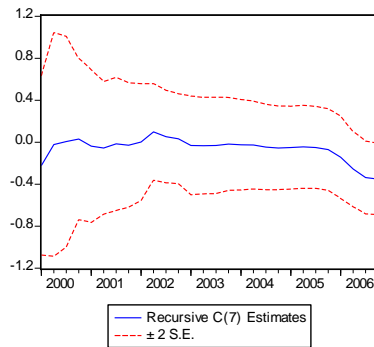
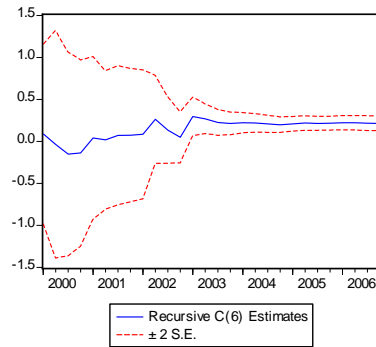
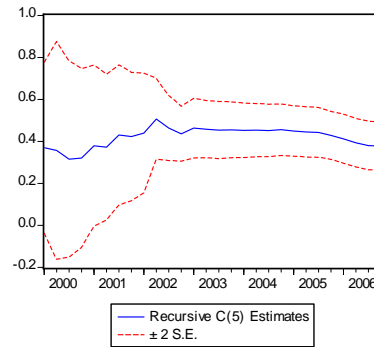
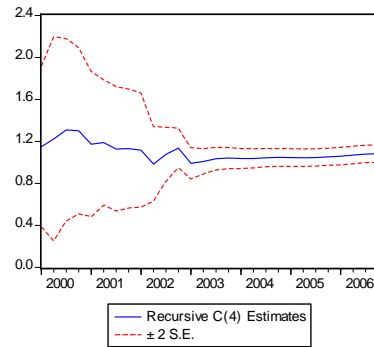
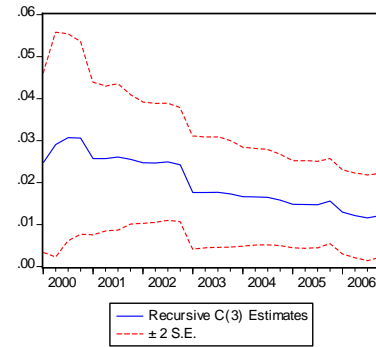
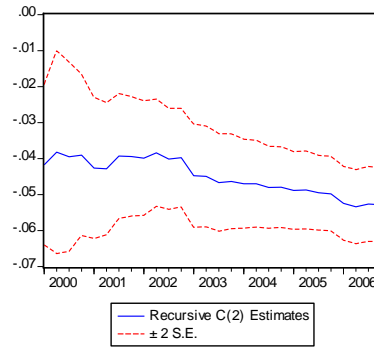
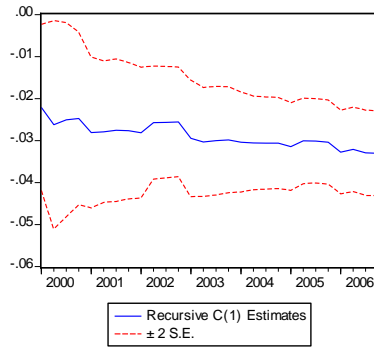
PRUEBAS DE ESTABILIDAD PARAMÉTRICA (RLP)

Pruebas de Cusum y Cusum cuadrado



PRUEBAS DE ESTABILIDAD PARAMÉTRICA (RLP)

Pruebas de coeficientes recursivos



PRUEBAS DE RAIZ UNITARIA

Residuos de la regresión de Largo Plazo (ECM)

Valor crítico: MacKinnon -4.085

	ADF			PP			KPSS	
	SCST	CCCT	CCST	SCST	CCCT	CCST	CCCT	CCST
ECM	-4.77	-4.67	-4.71	-4.91	-4.82	-4.86	0.086	0.086
D(ECM)	-6.82	-6.66	-6.74	-9.86	-9.79	-9.71	0.034	0.034

SCST: Sin constante sin tendencia

CCCT: Con constante con tendencia

CCST: Con constante sin tendencia



MCE: Método dos etapas (Engle-Granger)

Ecuación de corto plazo (RCP)

Dependent Variable: DLY

Method: Least Squares

Date: 03/15/07 Time: 11:16

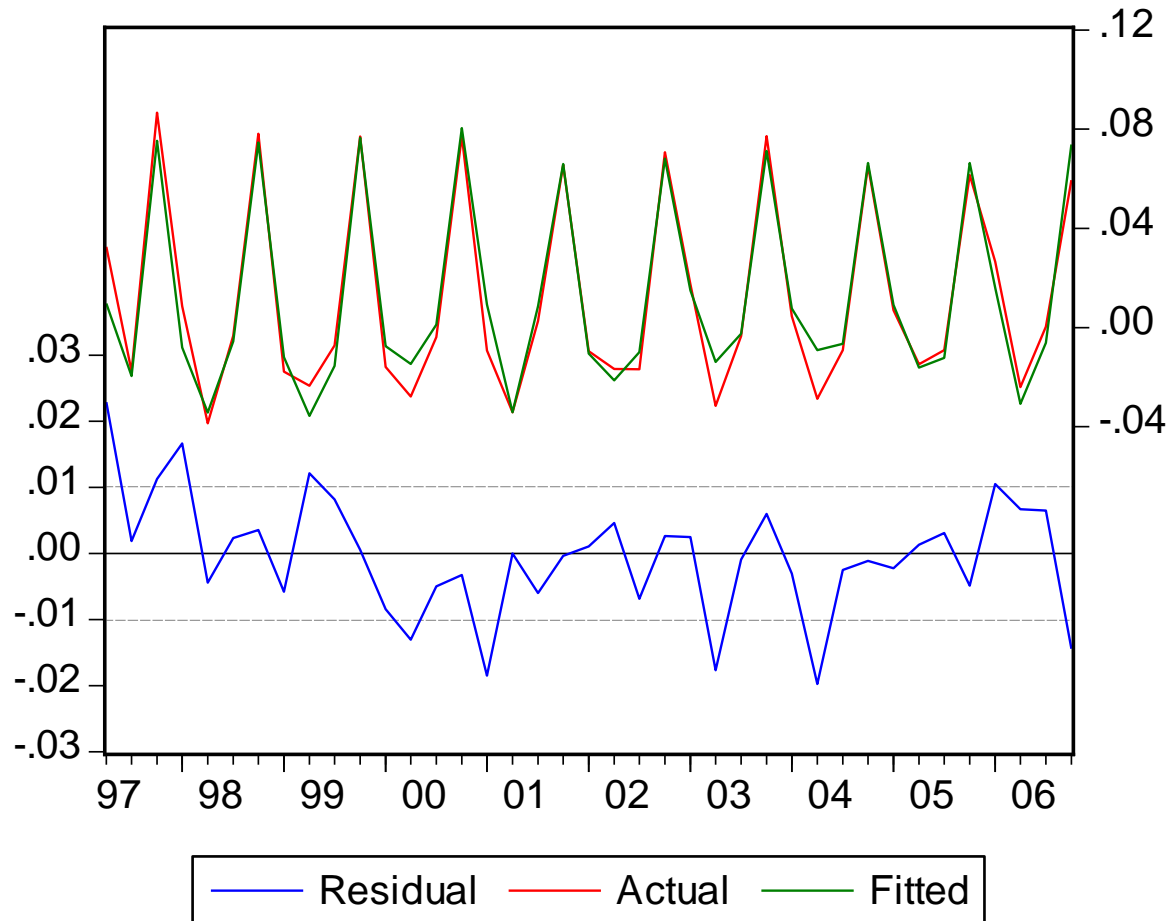
Sample (adjusted): 1997Q2 2006Q4

Included observations: 39 after adjustments

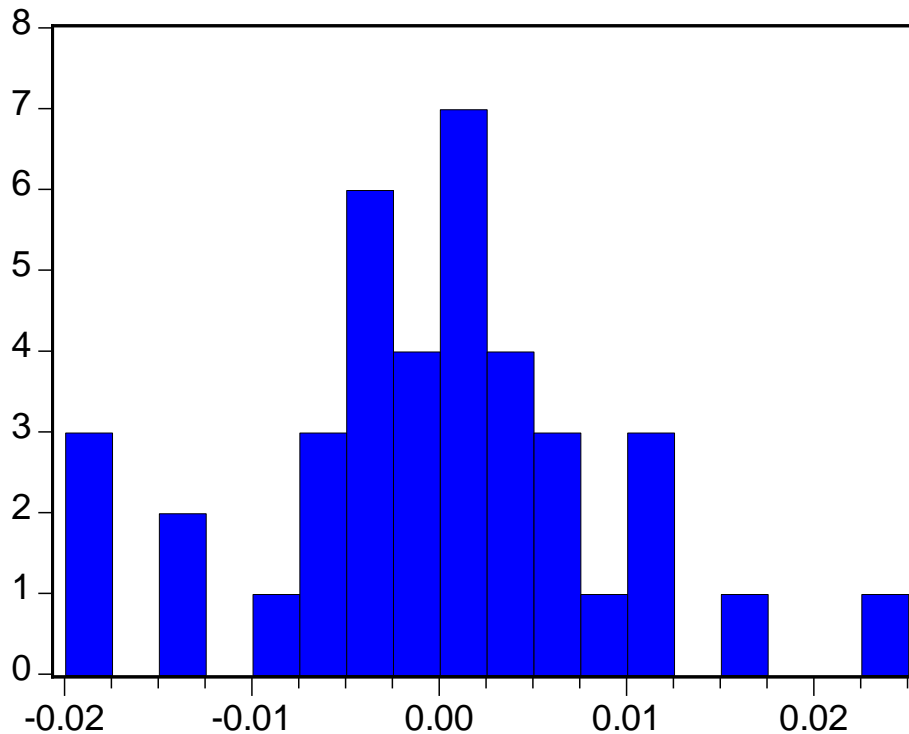
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D4	0.064885	0.002877	22.54978	0.0000
ECM(-1)	-0.445177	0.183904	-2.420702	0.0215
DLY(-2)	-0.155170	0.062356	-2.488444	0.0184
DLYX(-1)	-0.613827	0.132042	-4.648715	0.0001
DLTOT(-1)	-0.219718	0.073604	-2.985129	0.0055
DR(-2)	-0.967179	0.296469	-3.262329	0.0027
DLTCR	0.126552	0.089610	1.412256	0.0678
R-squared	0.945392	Mean dependent var		0.011696
Adjusted R-squared	0.933061	S.D. dependent var		0.038974
S.E. of regression	0.010084	Akaike info criterion		-6.175119
Sum squared resid	0.003152	Schwarz criterion		-5.833875
Log likelihood	128.4148	Durbin-Watson stat		1.501590

RESIDUOS DE LA REGRESIÓN (RCP)



PRUEBA DE NORMALIDAD DE JARQUE-BERA (RCP)



Series: Residuals
 Sample 1997Q2 2006Q4
 Observations 39

Mean	-0.000351
Median	-6.94e-18
Maximum	0.022890
Minimum	-0.019732
Std. Dev.	0.009101
Skewness	-0.019767
Kurtosis	3.373405

Jarque-Bera	0.229116
Probability	0.891760



PRUEBA DEL MULTIPLICADOR DE LAGRANGE (RCP)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.917089	Prob. F(4,27)	0.468301
Obs*R-squared	4.612599	Prob. Chi-Square(4)	0.329404



PRUEBA ARCH (RCP)

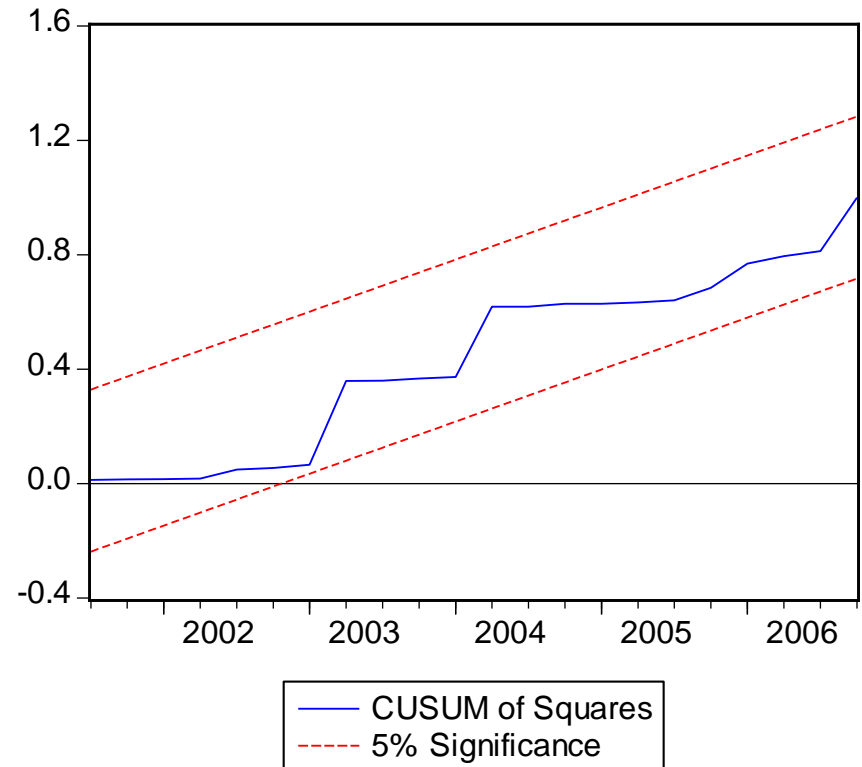
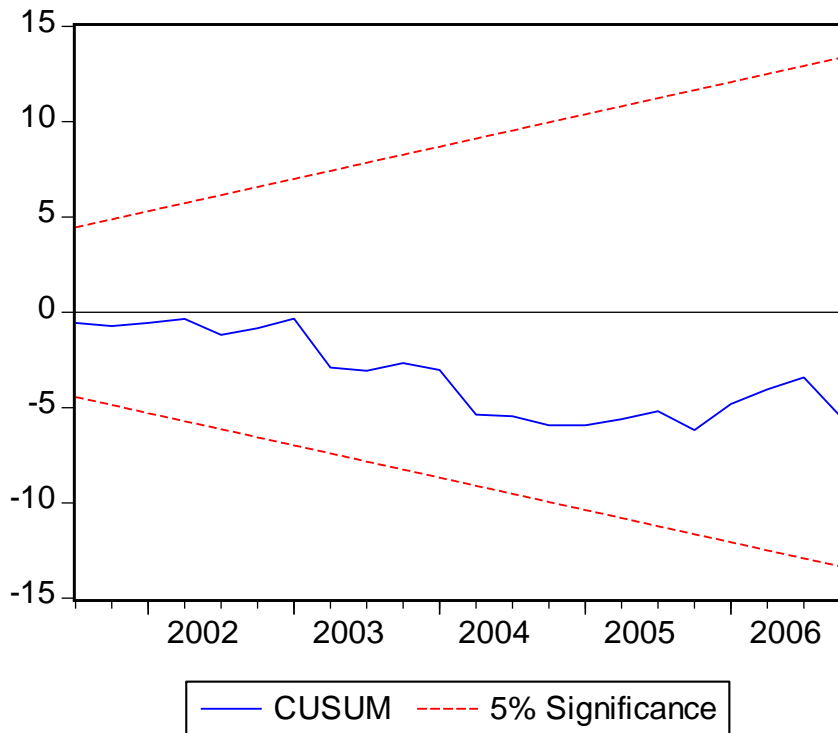
ARCH Test:

F-statistic	1.004885	Prob. F(4,30)	0.420469
Obs*R-squared	4.135386	Prob. Chi-Square(4)	0.387993



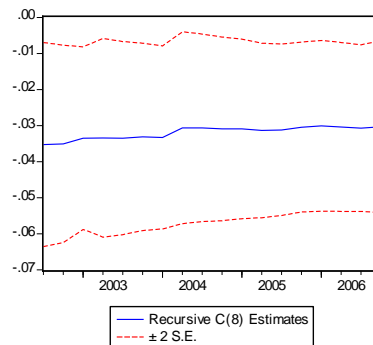
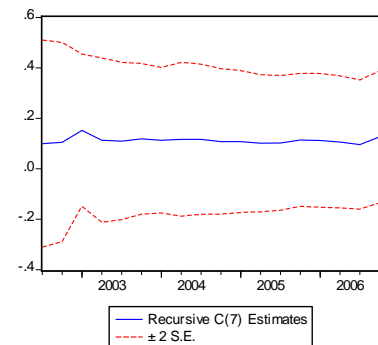
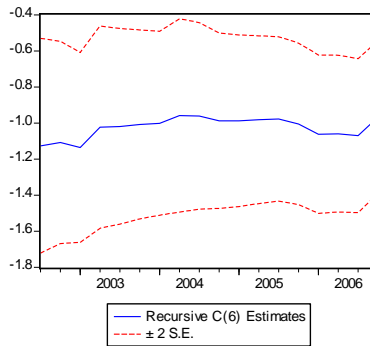
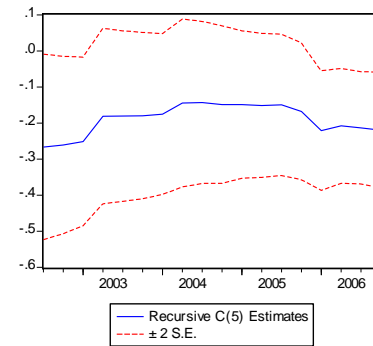
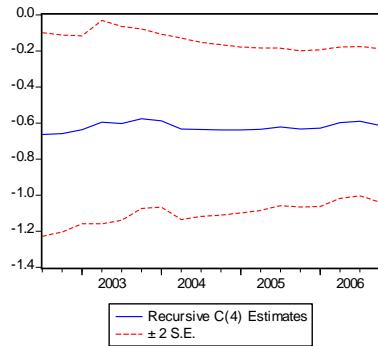
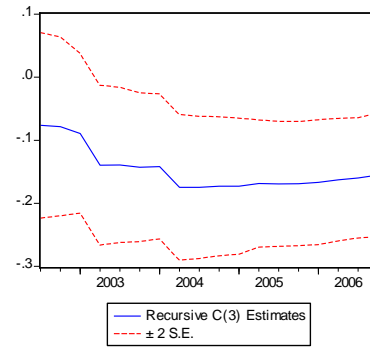
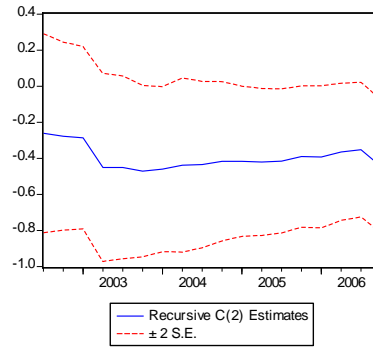
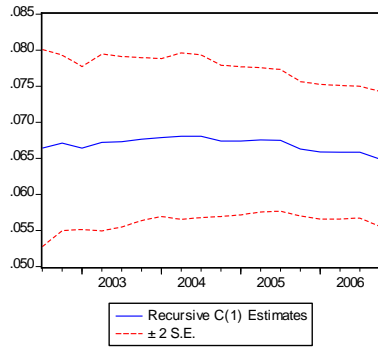
PRUEBAS DE ESTABILIDAD PARAMÉTRICA (RCP)

Pruebas de Cusum y Cusum cuadrado



PRUEBAS DE ESTABILIDAD PARAMÉTRICA (RCP)

Pruebas de coeficientes recursivos



MCE: Método de Barsden & Bewley

Ecuación de corto plazo (RCP_BB)

Dependent Variable: DLY

Method: Least Squares

Date: 03/15/07 Time: 13:36

Sample (adjusted): 1997Q2 2006Q4

Included observations: 39 after adjustments

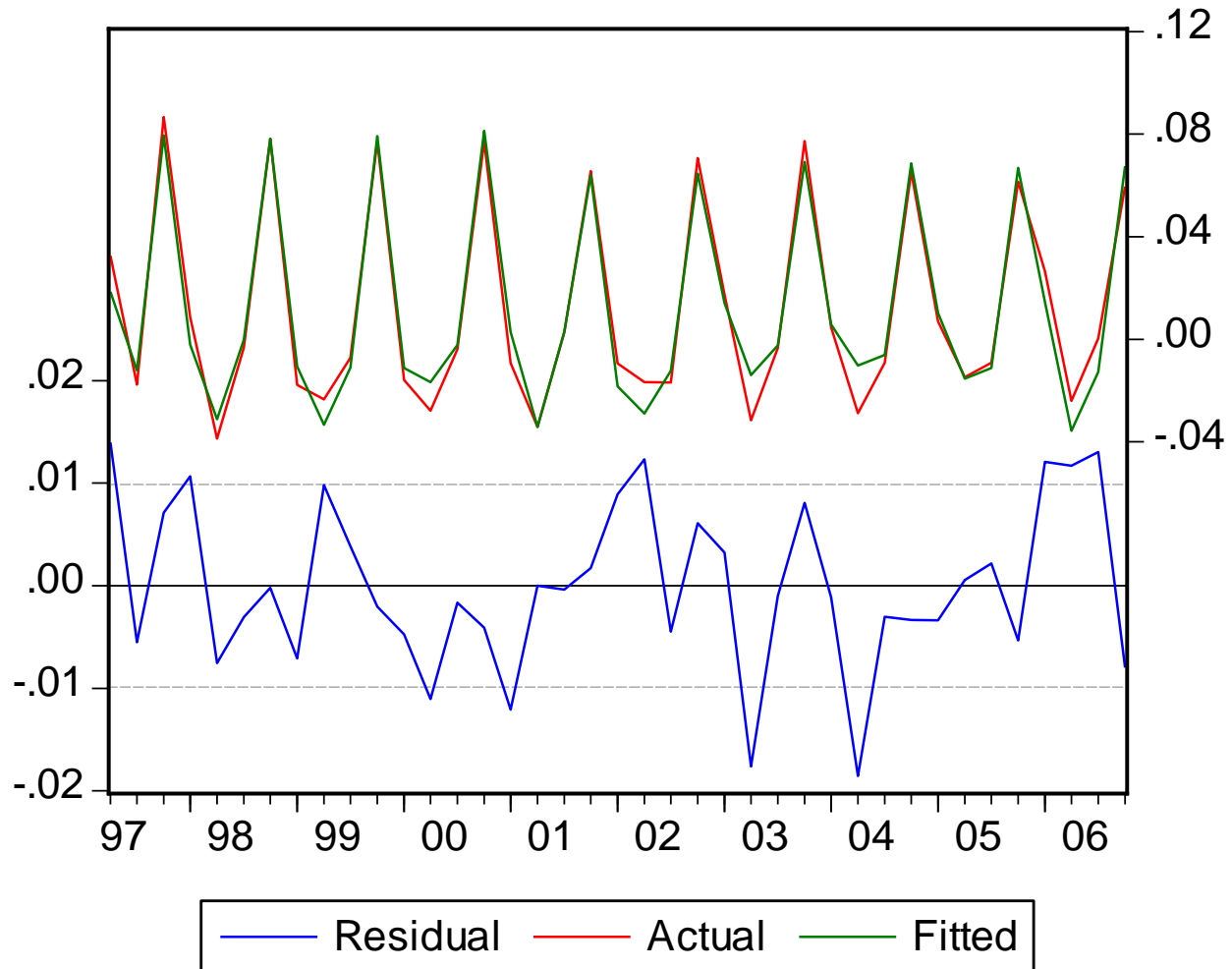
Convergence achieved after 6 iterations

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)

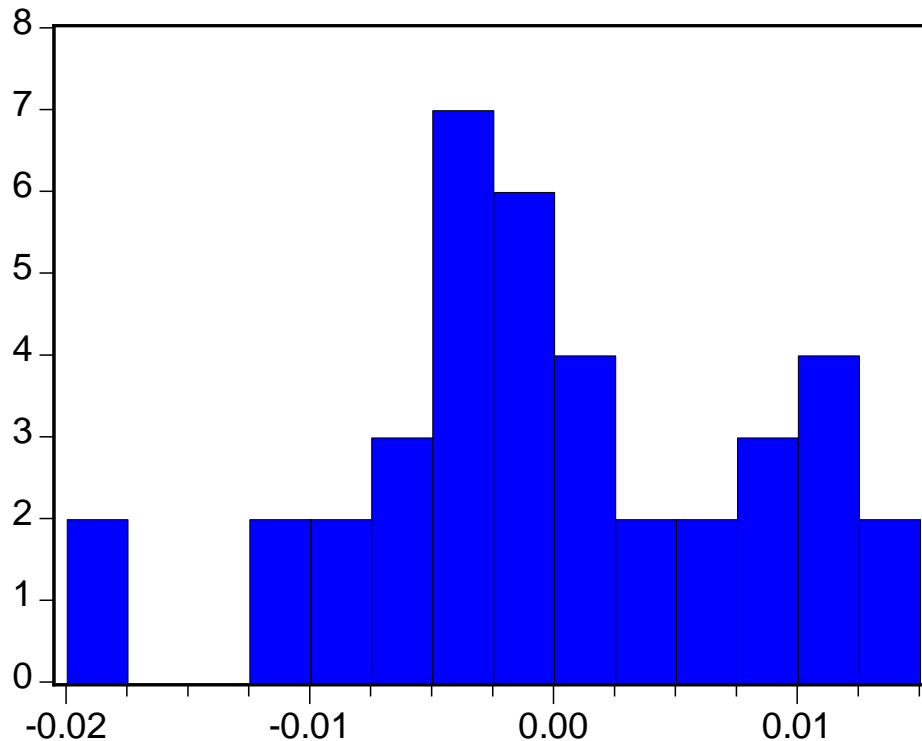
$$\text{DLY} = \text{C}(1)*\text{D4} + \text{C}(2)*(\text{LY}(-1) - \text{C}(3)*\text{LYX}(-1) - \text{C}(4)*\text{LTOT}(-1) - \text{C}(5)*\text{LTOT}(-1) + \text{C}(6)*\text{@TREND}) + \text{C}(7)*\text{DLY}(-2) + \text{C}(8)*\text{DLYX}(-1) + \text{C}(9)*\text{DLTOT}(-1) + \text{C}(10)*\text{DR}(-2) + \text{C}(11)*\text{DLTCR}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.039721	0.011091	3.581288	0.0014
C(2)	-0.413738	0.187739	-2.203795	0.0366
C(3)	0.904290	0.115996	7.795877	0.0000
C(4)	0.494190	0.155673	3.174538	0.0038
C(5)	0.442940	0.157929	2.804687	0.0094
C(6)	-0.003492	0.001242	-2.812187	0.0092
C(7)	-0.218618	0.069926	-3.126397	0.0043
C(8)	-0.927800	0.297202	-3.121778	0.0044
C(9)	-0.228875	0.072839	-3.142220	0.0042
C(10)	-1.041746	0.235709	-4.419624	0.0002
C(11)	0.131747	0.078603	1.676115	0.0057
R-squared	0.956090	Mean dependent var		0.011696
Adjusted R-squared	0.935824	S.D. dependent var		0.038974
S.E. of regression	0.009873	Akaike info criterion		-6.136762
Sum squared resid	0.002535	Schwarz criterion		-5.582242
Log likelihood	132.6669	Durbin-Watson stat		1.726276

RESIDUOS DE LA REGRESIÓN (RCP_BB)



PRUEBA DE NORMALIDAD DE JARQUE-BERA (RCP_BB)



Series: Residuals	
Sample 1997Q2 2006Q4	
Observations 39	
Mean	2.09e-06
Median	-0.000984
Maximum	0.013949
Minimum	-0.018554
Std. Dev.	0.008167
Skewness	-0.134001
Kurtosis	2.612927
Jarque-Bera	0.360182
Probability	0.835194



PRUEBA DEL MULTIPLICADOR DE LAGRANGE (RCP_BB)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.542062	Prob. F(4,22)	0.706514
Obs*R-squared	3.498870	Prob. Chi-Square(4)	0.478050



PRUEBA ARCH (RCP_BB)

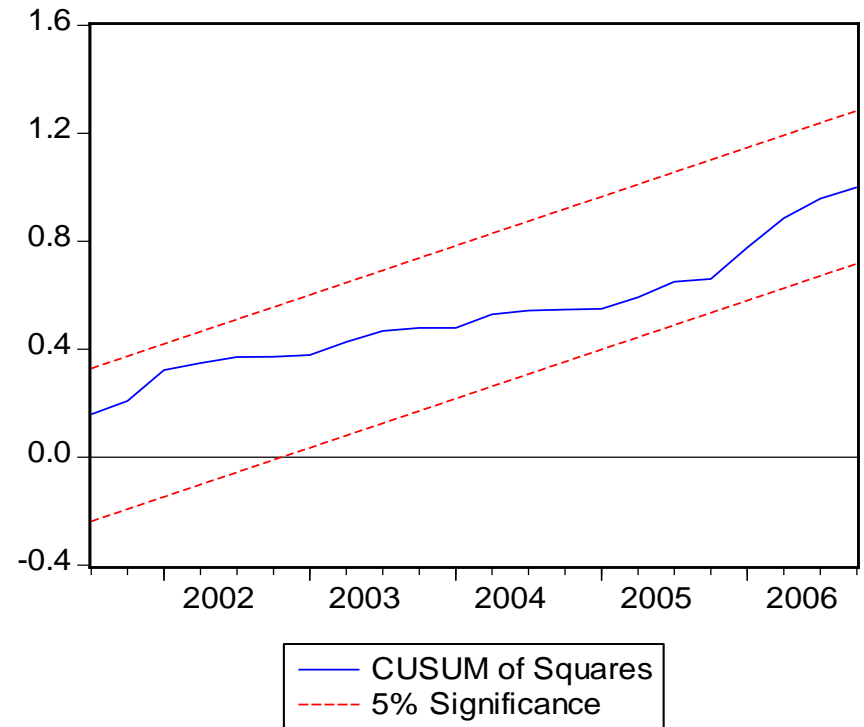
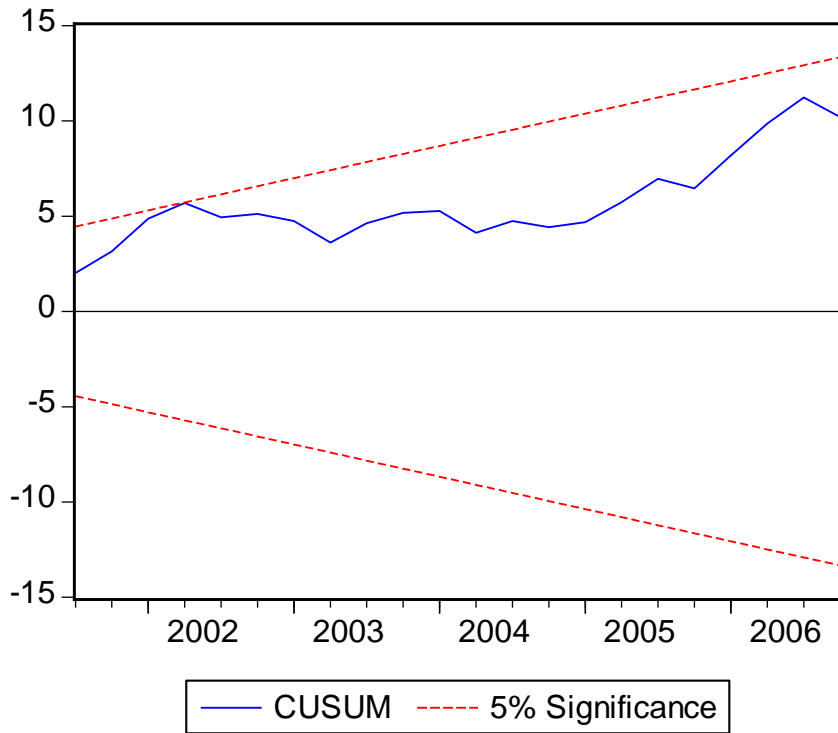
ARCH Test:

F-statistic	1.616380	Prob. F(4,30)	0.195890
Obs*R-squared	6.205677	Prob. Chi-Square(4)	0.184306



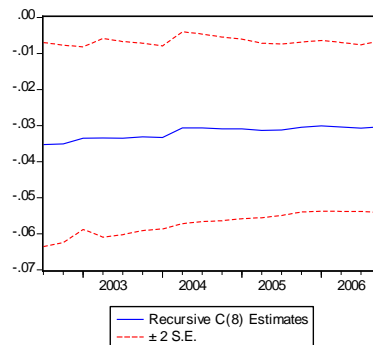
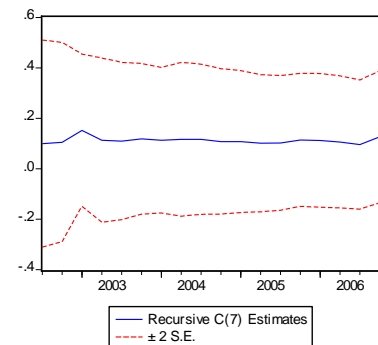
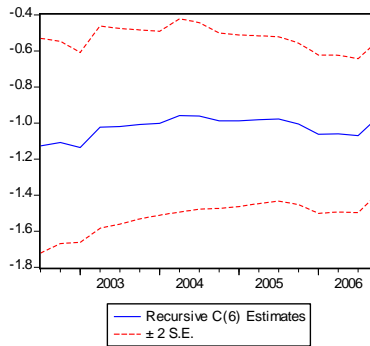
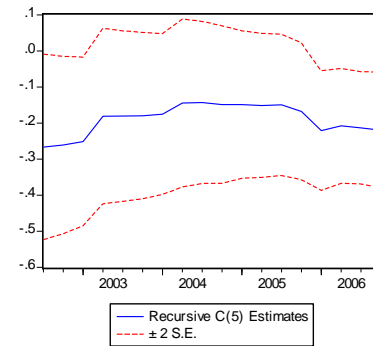
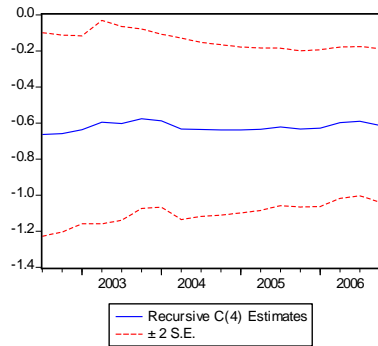
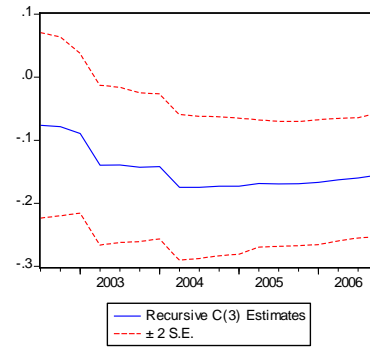
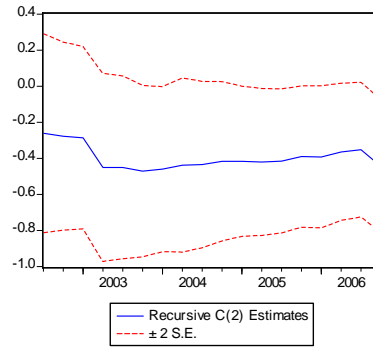
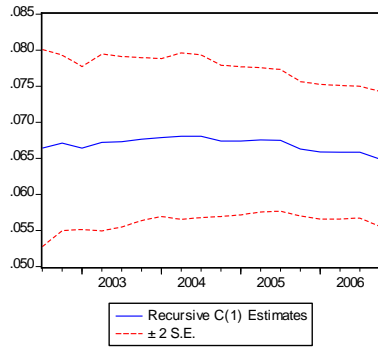
PRUEBAS DE ESTABILIDAD PARAMÉTRICA (RCP)

Pruebas de Cusum y Cusum cuadrado



PRUEBAS DE ESTABILIDAD PARAMÉTRICA (RCP)

Pruebas de coeficientes recursivos



PROCEDIMIENTO DE JOHANSEN-JUSELIUS CONCEPTOS APLICADOS



PROCEDIMIENTO DE JOHANSEN-JUSELIUS

- Modelo VAR

$$x_t = \sum_t \rho_{it} x_{t-i} + e_t$$

- Sumando y restando varios rezagos de x_t :

$$\Delta x_t = \rho x_{t-1} + A_1 \Delta x_{t-1} + \dots + A_1^{-1} \Delta x_{t-1+1} + \mu_t$$

donde :

$$A^i = -[\rho_{i+i} + \dots + \rho_1]$$

$$\rho = [\sum \rho_i] - I$$

- Esta última matriz contiene la información sobre la relación de largo plazo entre las variables consideradas.

PROCEDIMIENTO DE JOHANSEN-JUSELIUS

- Johansen demostró que, bajo el supuesto inicial de que las series económicas son $I(1)$ entonces todos los elementos de la ecuación anterior, excepto ρx_{t-1} son $I(0)$. Esto implica que para que ρx_{t-1} pertenezca al mismo espacio vectorial se requiere que la combinación de variables incluidas en el modelo como solución de largo plazo generen una serie $I(0)$, lo cual se resuelve bajo tres casos:
 - La matriz ρ tiene rango completo, lo que implica que X_t es estacionario.
 - La matriz ρ tiene rango cero, lo que implica $\rho=0$ y por tanto las series no cointegran y la ecuación solo es válida incluyendo sólo variables en primeras diferencias.
 - La matriz ρ tiene rango menor que el número de variables incluidas, con lo cual existe al menos una combinación lineal de las variables incluidas que es $I(0)$, conocida como vector de cointegración.

PROCEDIMIENTO DE JOHANSEN-JUSELIUS

- Johansen indica que es posible escribir la matriz de largo plazo como:

$$\rho = \alpha\beta'$$

- Donde β es la matriz compuesta por los vectores de cointegración y α es la matriz de ponderaciones. Los vectores se definen inicialmente como vectores columna y β' se define como matriz transpuesta. Así, en el caso de soluciones múltiples puede suponerse que una combinación lineal de los coeficientes en β representa también una posible solución.
- El uso de un VAR que contenga un vector de cointegración y su respectivo vector de ponderaciones permite resolver el problema de regresiones espurias y el sesgo en los estimadores y, hace posible analizar los supuestos de exogeneidad.

PROCEDIMIENTO DE JOHANSEN-JUSELIUS EJEMPLO FUNCIÓN CONSUMO PRIVADO



Prueba de cointegración: procedimiento JJ

Determinar rezago óptimo

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: LCP LYND R_EXP

Sample: 1991Q1 2006Q4

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	240.5186	NA	2.16e-08	-9.135331	-9.022759	-9.092173
1	334.8987	174.2401	8.12e-10	-12.41918	-11.96889	-12.24655
2	347.0361	21.00703	7.22e-10	-12.53985	-11.75185	-12.23775
3	386.8329	64.28728	2.23e-10	-13.72434	-12.59863	-13.29277
4	439.8162	79.47484	4.18e-11	-15.41601	-13.95257	-14.85496
5	459.2272	26.87687	2.89e-11	-15.81643	-14.01528*	-15.12591
6	473.6445	18.29887*	2.45e-11*	-16.02479*	-13.88593	-15.20480*

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Prueba de cointegración: procedimiento JJ

Sample (adjusted): 1994Q2 2006Q4
 Series: LCP LYND R_EXP
 Exogenous series: D2 D4
 Lags interval (in first differences): 1 to 6
 Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.460753	42.94294	29.79707	0.0009
At most 1	0.193518	11.44625	15.49471	0.1855
At most 2	0.009319	0.477491	3.841466	0.4896

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

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.460753	31.49669	21.13162	0.0012
At most 1	0.193518	10.96876	14.26460	0.1558
At most 2	0.009319	0.477491	3.841466	0.4896

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

Procedimiento JJ: Vector de cointegración

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1994Q2 2006Q4

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

Cointegrating Eq:	CointEq1		
LCP(-1)	1.000000		
LYND(-1)	-0.828211	(0.01955)	[-42.3542]
R_EXP(-1)	0.314352	(0.07623)	[4.12361]
C	-1.882619		
Error Correction:	D(LCP)	D(LYND)	D(R_EXP)
CointEq1	-0.563924	1.031112	-0.418145
	(0.35060)	(0.66885)	(0.48153)
	[-1.60847]	[1.54161]	[-0.86837]

MCE: procedimiento JJ

Función Consumo Privado (FCP-JJ)

Dependent Variable: DLCP

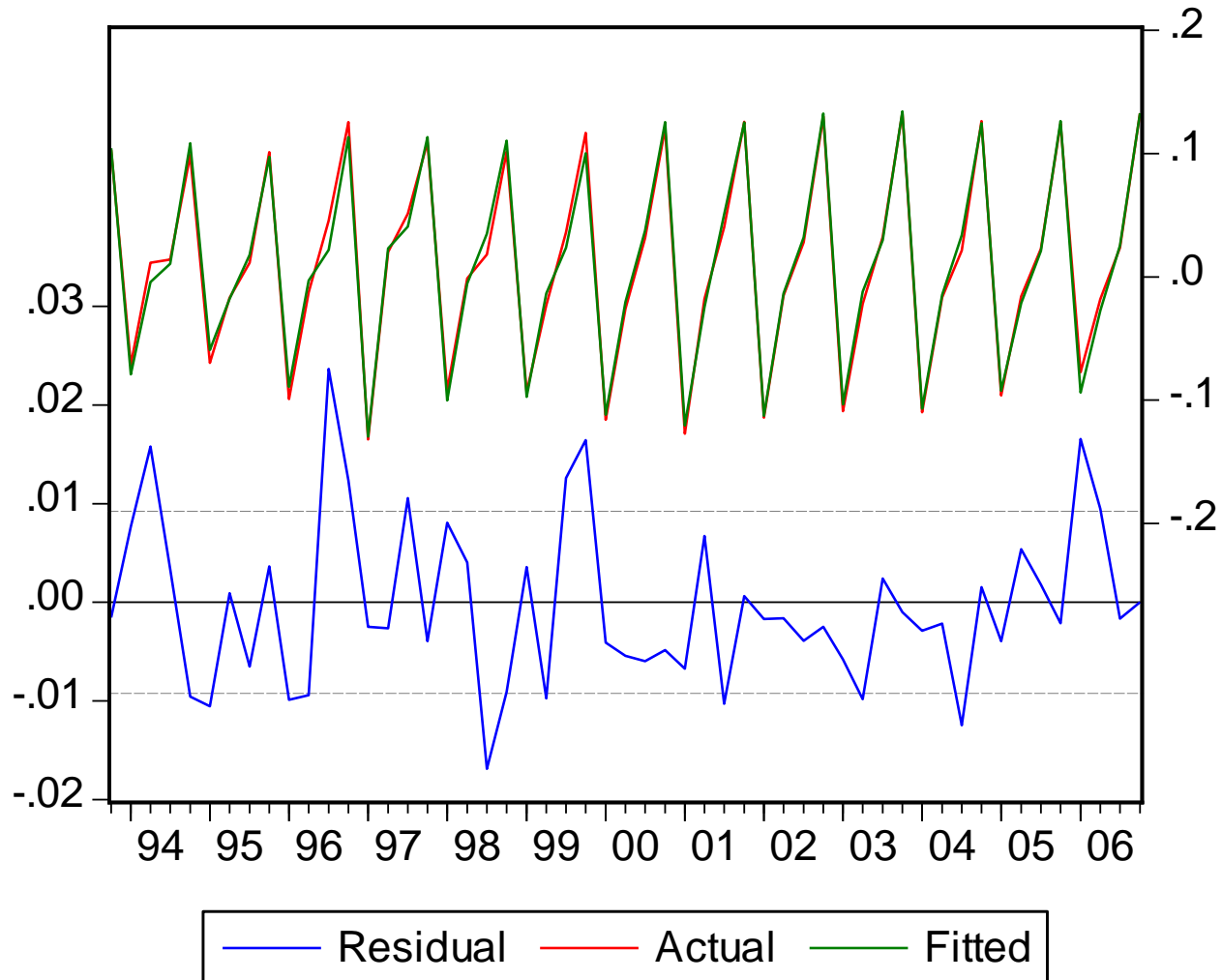
Sample (adjusted): 1993Q4 2006Q4

Included observations: 53 after adjustments

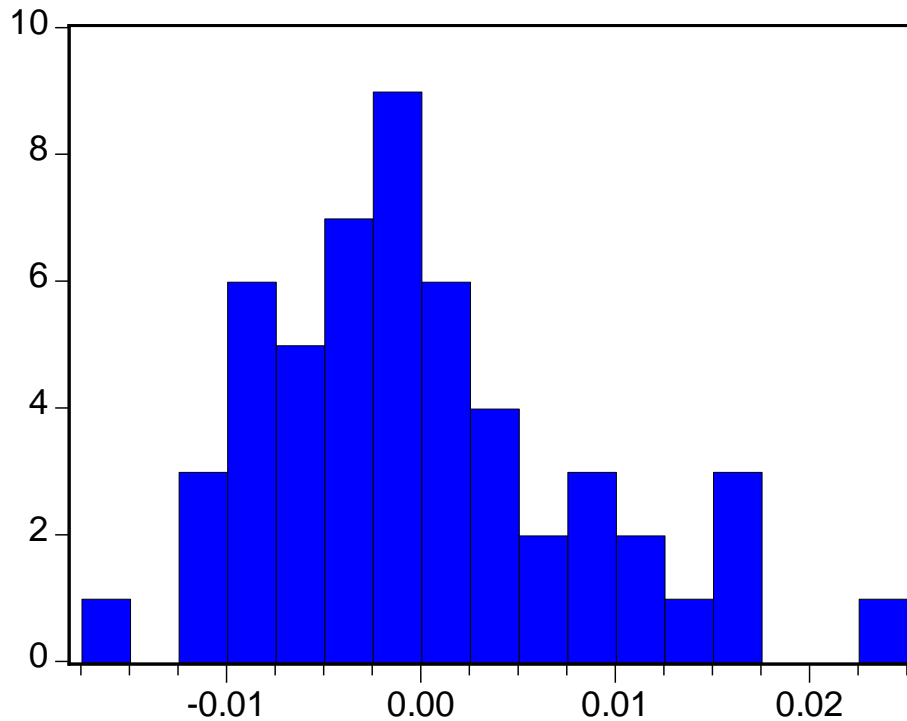
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ECM_JJ(-1)	-0.372487	0.082371	-4.522061	0.0000
DLCP(-1)	-0.279312	0.073464	-3.802052	0.0004
DLCP(-2)	-0.337233	0.064822	-5.202484	0.0000
DLCP(-3)	-0.235132	0.041770	-5.629159	0.0000
DLCP(-4)	0.333785	0.110901	3.009768	0.0044
DLYND	0.329578	0.037878	8.701063	0.0000
DLYND(-4)	-0.177436	0.051160	-3.468256	0.0012
DR(-4)	-0.104559	0.054363	-1.923342	0.0611
R-squared	0.989343	Mean dependent var	0.010623	
Adjusted R-squared	0.987112	S.D. dependent var	0.081202	
S.E. of regression	0.009219	Akaike info criterion	-6.366928	
Sum squared resid	0.003654	Schwarz criterion	-5.995175	
Log likelihood	178.7236	Durbin-Watson stat	1.769984	

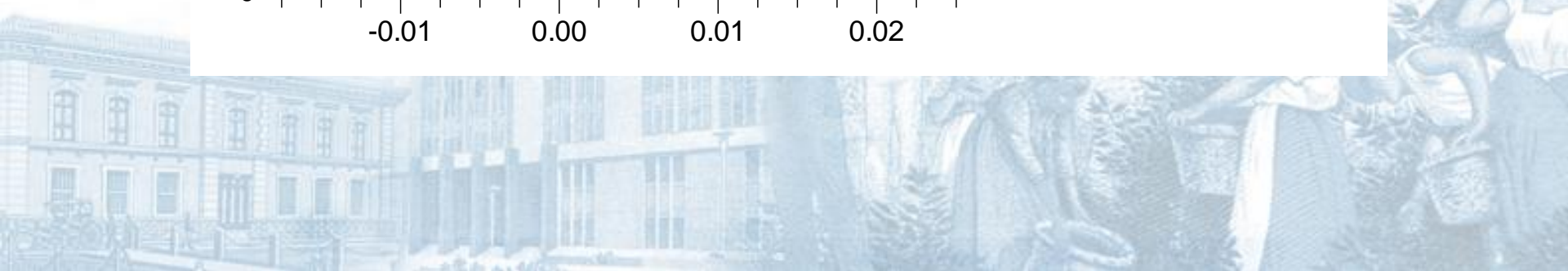
RESIDUOS DE LA REGRESIÓN (FCP-JJ)



PRUEBA DE NORMALIDAD DE JARQUE-BERA (FCP-JJ)



Series: Residuals	
Sample 1993Q4 2006Q4	
Observations 53	
Mean	-0.000260
Median	-0.001681
Maximum	0.023634
Minimum	-0.016873
Std. Dev.	0.008379
Skewness	0.680646
Kurtosis	3.221103
Jarque-Bera	4.200256
Probability	0.122441





PRUEBA DEL MULTIPLICADOR DE LAGRANGE (FCP-JJ)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.042657	Prob. F(4,39)	0.397704
Obs*R-squared	5.073344	Prob. Chi-Square(4)	0.279854



PRUEBA ARCH (FCP-JJ)

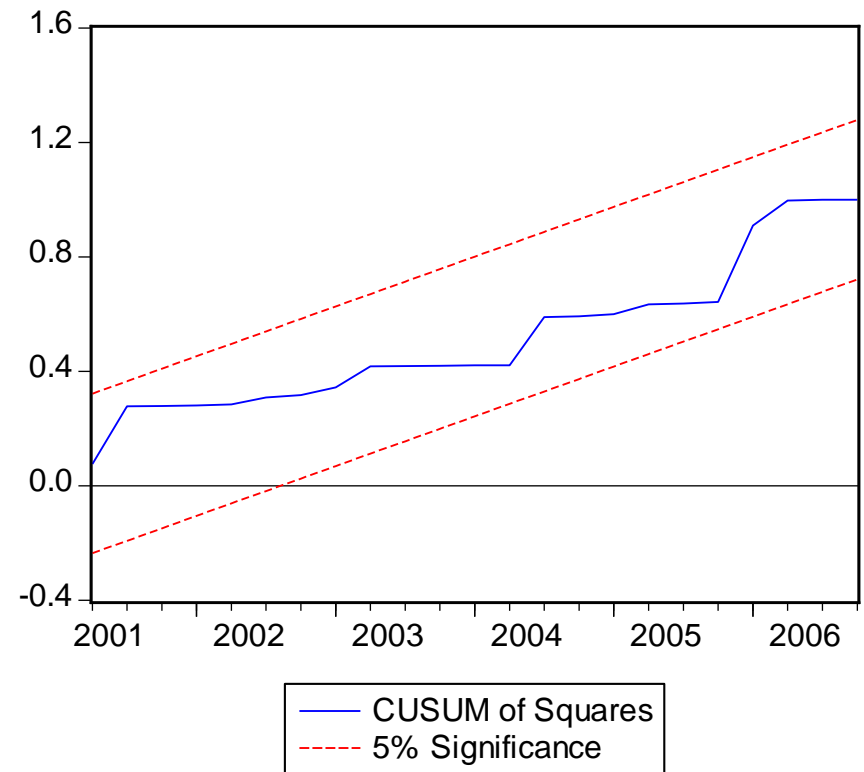
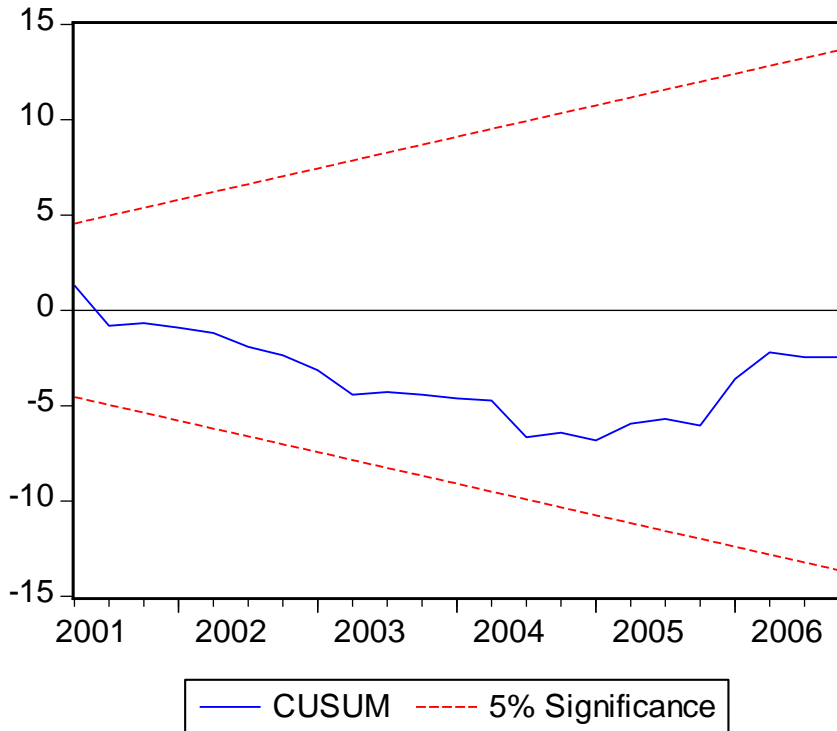
ARCH Test:

F-statistic	0.502295	Prob. F(4,44)	0.734168
Obs*R-squared	2.139787	Prob. Chi-Square(4)	0.710067



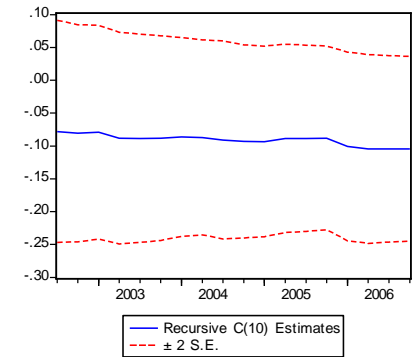
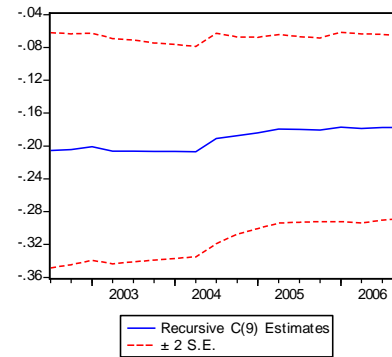
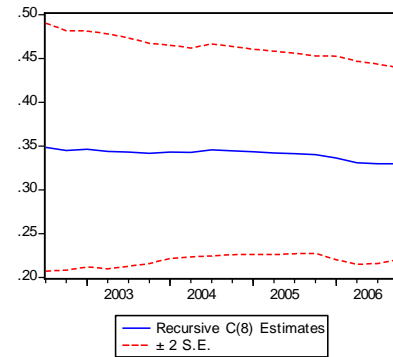
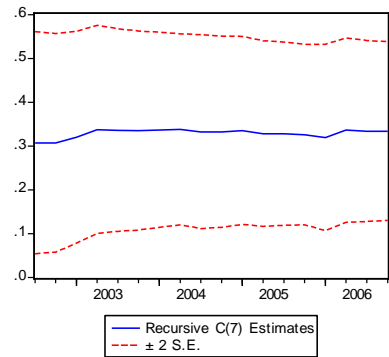
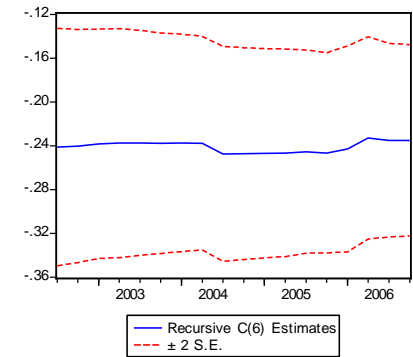
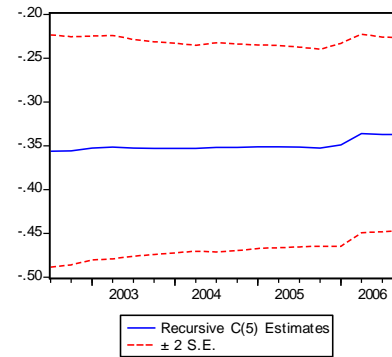
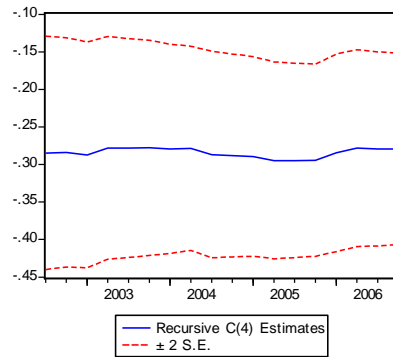
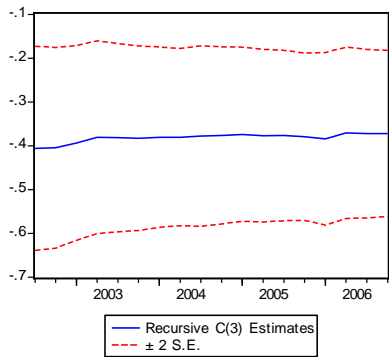
PRUEBAS DE ESTABILIDAD PARAMÉTRICA (FCP-JJ)

Pruebas de Cusum y Cusum cuadrado



PRUEBAS DE ESTABILIDAD PARAMÉTRICA (FCP-JJ)

Pruebas de coeficientes recursivos



EI CONCEPTO DE EXOGENEIDAD EN LA ECONOMETRÍA MODERNA: CONCEPTOS APLICADOS



CONCEPTO DE EXOGENEIDAD

- El concepto de exogeneidad es el instrumento que utiliza la econometría moderna para enfrentar problemas asociados a la relativa arbitrariedad de las formas de especificación, de la selección de las variables exógenas y de la crítica de Lucas.
- El cumplimiento de las condiciones de exogeneidad en un modelo econométrico permite realizar inferencias estadísticas válidas y obtener proyecciones y simulaciones de política económica adecuadas.
- En términos generales, una variable exógena es aquella que se determina por fuera del sistema analizado sin que ello implique perder información relevante con respecto al modelo construido.
- Esta definición depende de los parámetros de interés y de los propósitos del modelo en consideración.

CONCEPTO DE EXOGENEIDAD

- **Exogeneidad débil:** permite realizar inferencias estadísticas válidas sobre los parámetros de interés, que están distribuidos libre e independientemente.
- **Exogeneidad fuerte:** se define como la suma de la exogeneidad débil más la presencia de la no causalidad en el sentido de Granger. Esta condición permite realizar pronósticos de las series correspondientes basados en modelos válidos de probabilidad condicional.
- La causalidad de Granger se define considerando el caso de dos variables (Y,X), donde X no causa en el sentido Granger a Y si la predicción que se realiza sobre el presente de Y no puede mejorarse utilizando valores rezagados de X. Esta condición se prueba con la siguiente ecuación:

$$y_t = \sum \alpha_i y_{t-i} + \sum \beta_i x_{t-i} + \mu_t; \quad H_0 : (\forall_i) \beta_i = 0$$

CONCEPTO DE EXOGENEIDAD

- ***Superexogeneidad:*** se define como la combinación de la condición de exogeneidad débil mas la propiedades de invarianza del modelo econométrico en cuestión. Esta condición permite realizar simulaciones de política económica y representa una solución a la crítica de Lucas, sobre la variación de los parámetros ante modificaciones de la política económica.
- ***Consecuencias:***
 - Permite que los coeficientes sean invariantes ante cambios de las reglas de política económica, lo cual invalida la crítica de Lucas.
 - Inválida la posibilidad de invertir el modelo de probabilidad condicional, p.e., una ecuación de demanda de dinero no se puede invertir para utilizarla como ecuación de precios.
 - Permite identificar a los parámetros que tienen un valor único, ya que cualquier otra combinación de parámetros del modelo condicional y el marginal no serían constantes.

PRUEBAS DE EXOGENEIDAD

$$1. y_t = \beta_0 + \sum \beta_{1i} y_{t-i} + \sum \beta_{2i} z_{t-i} + e_{1t}$$

$$2. z_t = \beta_3 + \sum \beta_{4i} y_{t-i} + \sum \beta_{5i} z_{t-i} + e_{2t}$$

Reparametrización con un solo vector de cointegración:

$$3. \Delta y_t = \alpha_{11}(y - \delta_1 z)_{t-1} + \alpha_{12} \Delta y_{t-1} + \alpha_{13} \Delta z_{t-1} + e_{1t}$$

$$4. \Delta z_t = \alpha_{21}(y - \delta_1 z)_{t-1} + \alpha_{22} \Delta y_{t-1} + \alpha_{23} \Delta z_{t-1} + e_{2t}$$

- Los parámetros de interés cuando se modela la ecuación (3) de forma independiente son $(\delta_1, \alpha_{11}, \alpha_{12}, \alpha_{13})$.

PRUEBAS DE EXOGENEIDAD

Exogeneidad débil: probar la significancia de la siguiente hipótesis:

$$H_0 : \alpha_{21} = 0$$

La condición de exogeneidad débil se deriva de la superexogeneidad, esto es, la presencia de estabilidad estructural indica que el modelo no excluye información relevante.

→ Δz_t no se ajusta a la presencia de los desequilibrios captados por el ECM, aunque puede reaccionar a los cambios en los valores rezagados de Δy_{t-1}

PRUEBAS DE EXOGENEIDAD

Exogeneidad fuerte: corresponde a la prueba de no causalidad de Granger, que se prueba analizando la significancia de la siguiente hipótesis:

$$H_0: \alpha_{13} = 0 \text{ ó } H_0: \alpha_{22} = 0$$

La exogeneidad fuerte indica que Δz_t no es afectada por los desequilibrios entre y_t y z_t ni tampoco por los cambios pasados en Δy_t

Superexogeneidad: corresponde al análisis de la invarianza y estabilidad estructural de los parámetros del modelo: $(\delta_1, \alpha_{11}, \alpha_{12}, \alpha_{13}, \alpha_{21}, \alpha_{22}, \alpha_{23})$. Esta prueba se realiza con los test de Chow y métodos recursivos (Cusum y Cusum Q).

PRUEBAS DE EXOGENEIDAD

La invarianza de los parámetros se analiza estableciendo la estabilidad de (3) y la inestabilidad de (4), que se puede hacer estable incluyendo variables dicotómicas.

1. Las variables dicotómicas incluidas en el modelo marginal (4) se incluyen en el modelo inicial de probabilidad condicional (3) y se analiza su significancia estadística. La insignificancia estadística prueba superexogeneidad.
2. Prueba de Hausman donde los residuos del modelo marginal (4) se incluye en el modelo original (3). Su insignificancia estadística es prueba de superexogeneidad. Residuos de (3) pueden interpretarse como los cambios de política económica.
3. Invertir la ecuación original (3) y comprobar que sus parámetros no son estables.

CASOS DE EXOGENEIDAD

$$(1) \quad y_t = \beta z_t + w_{1t}$$

$$(2) \quad \Delta z_t = \lambda \Delta y_{t-1} + \rho(y_{t-1} - \beta z_{t-1}) + w_{2t}$$

Donde : $\gamma = \text{cov}(w_{1t}, w_{2t})$

β : determina la cointegración entre y_t y z_t

λ : determina la causalidad de Granger entre Δy y Δz

ρ : determina la no presencia de exogeneidad débil para z_t

γ : determina la presencia de efectos contemporáneos

CASOS DE EXOGENEIDAD

1. Si $\lambda = \rho = \gamma = 0$, entonces Z_t es exógena débil y exógena fuerte.

$$y_t = \beta z_t$$

2. Si $\lambda = \rho = 0 \gamma \neq 0 \rightarrow$ existe sesgo simultaneo.

$$y_t = \beta z_t + \Delta z_t$$

3. Si $\rho = \gamma = 0$ pero $\lambda \neq 0 \rightarrow$ entonces y causa en el sentido de Granger a z_t y entonces z no es exógena fuerte pero puede aun es exogena débil

$$y_t = \beta z_t$$

CASOS DE EXOGENEIDAD

4. Si $\lambda = \gamma = 0$ pero $\rho \neq 0 \rightarrow$ se rechaza exogeneidad débil para z_t , entonces se requiere estimación conjunta de:

$$y_t = \beta z_t + w_{1t}$$

$$\Delta z_t = \lambda \Delta y_{t-1} + \rho(y_{t-1} - \beta z_{t-1}) + w_{2t}$$

5. Si $\lambda = 0$ pero $\rho \neq 0$ y $\gamma \neq 0 \rightarrow$ se rechaza exogeneidad débil para z_t .

EI CONCEPTO DE EXOGENEIDAD EN LA ECONOMETRÍA MODERNA:

Caso de la función de consumo privado



Prueba de cointegración: procedimiento JJ

Exogeneidad Débil

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1994Q2 2006Q4

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

Cointegrating Eq:	CointEq1		
LCP(-1)	1.000000		
LYND(-1)	-0.828211	(0.01955)	[-42.3542]
R_EXP(-1)	0.314352	(0.07623)	[4.12361]
C	-1.882619		
Error Correction:	D(LCP)	D(LYND)	D(R_EXP)
CointEq1	-0.563924	1.031112	-0.418145
	(0.35060)	(0.66885)	(0.48153)
	[-1.60847]	[1.54161]	[-0.86837]

Prueba de exogeneidad débil: dlynd

Dependent Variable: DLYND

Sample (adjusted): 1992Q4 2006Q4

Included observations: 57 after adjustments

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ECM_JJ(-1)	-0.072412	0.085469	-0.847233	0.4009
D1	0.048361	0.016301	2.966688	0.0046
D2	-0.049885	0.013230	-3.770602	0.0004
D3	-0.027093	0.008129	-3.332717	0.0016
D4	0.077637	0.008106	9.577267	0.0000
DLYND(-1)	-0.448134	0.164512	-2.724028	0.0089
DLYND(-2)	0.239376	0.144923	1.651749	0.1049
R-squared	0.796675	Mean dependent var	0.011276	
Adjusted R-squared	0.772276	S.D. dependent var	0.047921	
S.E. of regression	0.022868	Akaike info criterion	-4.603565	
Sum squared resid	0.026147	Schwarz criterion	-4.352664	
Log likelihood	138.2016	Durbin-Watson stat	1.893308	

Prueba de exogeneidad débil: dr

Dependent Variable: DR

Sample: 1996Q1 2006Q4

Included observations: 44

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ECM_JJ (-1)	-0.012896	0.037048	-0.348087	0.7296
DR(-4)	0.422510	0.149968	2.817329	0.0075
DR(-5)	-0.255619	0.125721	-2.033223	0.0487
DR(-6)	-0.281393	0.103642	-2.715045	0.0097
R-squared	0.528244	Mean dependent var	-0.001995	
Adjusted R-squared	0.492863	S.D. dependent var	0.016384	
S.E. of regression	0.011668	Akaike info criterion	-5.977475	
Sum squared resid	0.005445	Schwarz criterion	-5.815276	
Log likelihood	135.5045	Durbin-Watson stat	1.988312	

Prueba de exogeneidad fuerte

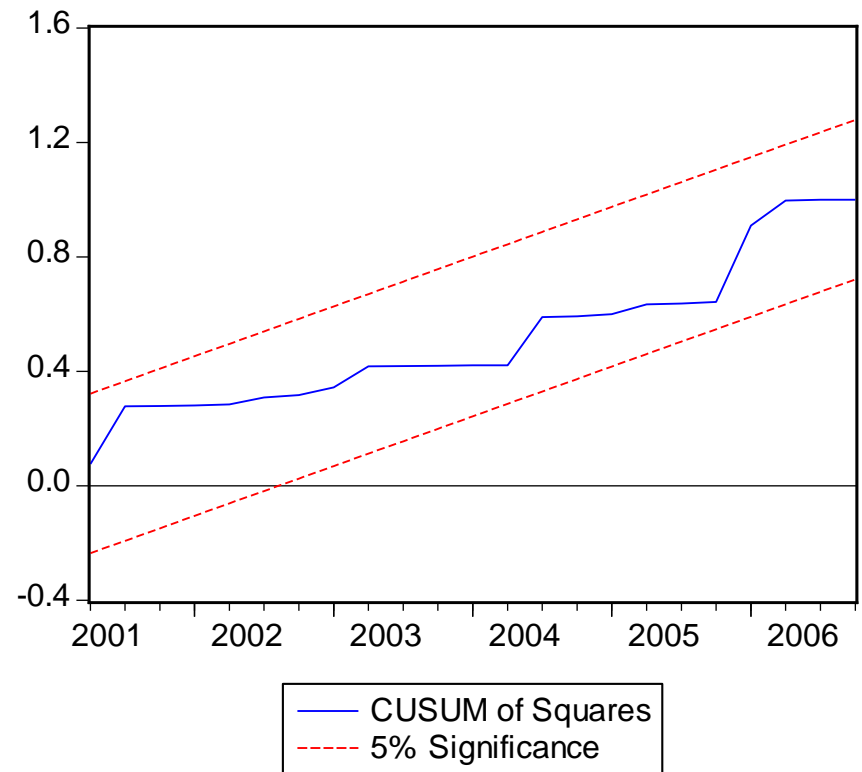
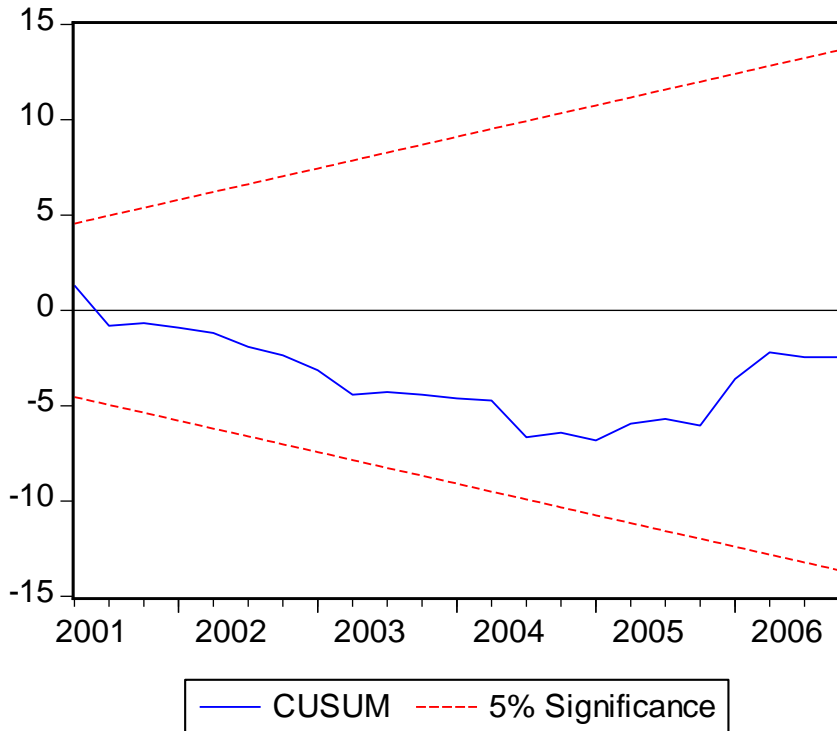
Pairwise Granger Causality Tests

Sample: 1991Q1 2006Q4

Lags: 6

Null Hypothesis: Niveles	Obs	F-Statistic	Probability
LCP does not Granger Cause LYND	58	4.17404	0.00203
LYND does not Granger Cause LCP		2.49647	0.03598
R_EXP does not Granger Cause LCP	52	2.94316	0.01820
LCP does not Granger Cause R_EXP		2.05143	0.08168
Null Hypothesis: Primera diferencia	Obs	F-Statistic	Probability
DLCP does not Granger Cause DLYND	57	2.60262	0.03023
DLYND does not Granger Cause DLCP		2.41204	0.04211
DR does not Granger Cause DLCP	51	4.26282	0.00223
DLCP does not Granger Cause DR		1.78432	0.12849

Prueba de superexogeneidad: Estabilidad Paramétrica



Prueba de superexogeneidad: dlynd - dr

Dependent Variable: DLCP

Sample (adjusted): 1993Q4 2006Q4

Included observations: 53 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ECM_JJ(-1)	-0.376599	0.104800	-3.593509	0.0009
DLCP(-1)	-0.259246	0.063305	-4.095205	0.0002
DLCP(-2)	-0.333188	0.053889	-6.182805	0.0000
DLCP(-3)	-0.222017	0.044597	-4.978254	0.0000
DLCP(-4)	0.324806	0.102663	3.163805	0.0030
DLYND	0.268105	0.084722	3.164536	0.0030
DLYND(-4)	-0.125429	0.060574	-2.070680	0.0451
DR(-4)	-0.149137	0.071346	-2.090338	0.0432
RES_DLYND	0.157415	0.097676	1.611601	0.1151
RES_DLYND**2	-4.147558	2.966599	-1.398085	0.1700
RES_DR	-0.145658	0.171945	-0.847119	0.4021
RES_DR**2	16.04520	10.49646	1.528630	0.1344
R-squared	0.991065	Mean dependent var	0.010623	
Adjusted R-squared	0.988087	S.D. dependent var	0.081202	
S.E. of regression	0.008863	Akaike info criterion	-6.392260	
Sum squared resid	0.003064	Schwarz criterion	-5.871806	
Log likelihood	183.3949	Durbin-Watson stat	1.806194	

Prueba de superexogeneidad: dlynd - dr

Dependent Variable: DLCP

Sample (adjusted): 1993Q4 2006Q4

Included observations: 53 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ECM_JJ(-1)	-0.403119	0.102943	-3.915934	0.0004
DLCP(-1)	-0.295492	0.066920	-4.415590	0.0001
DLCP(-2)	-0.344738	0.058984	-5.844600	0.0000
DLCP(-3)	-0.236173	0.049174	-4.802844	0.0000
DLCP(-4)	0.283160	0.109546	2.584853	0.0138
DLYND	0.359573	0.065181	5.516516	0.0000
DLYND(-4)	-0.177372	0.061825	-2.868923	0.0068
DR(-4)	-0.079235	0.087460	-0.905961	0.3708
D9601	-0.011859	0.011478	-1.033176	0.3082
D9602	-0.009223	0.010732	-0.859368	0.3957
D9403	0.003175	0.011790	0.269255	0.7892
D9404	-0.011326	0.010254	-1.104610	0.2765
D9501	-0.013630	0.010654	-1.279248	0.2088
D9702	-0.005029	0.011993	-0.419332	0.6774
R-squared	0.990696	Mean dependent var	0.010623	
Adjusted R-squared	0.986925	S.D. dependent var	0.081202	
S.E. of regression	0.009285	Akaike info criterion	-6.276381	
Sum squared resid	0.003190	Schwarz criterion	-5.681576	
Log likelihood	182.3241	Durbin-Watson stat	1.631136	

Regresión Marginal: dlynd

Dependent Variable: DLYND

Sample (adjusted): 1991Q4 2006Q4

Included observations: 61 after adjustments

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1	0.040618	0.011486	3.536266	0.0008
D2	-0.057891	0.010708	-5.406154	0.0000
D3	-0.019106	0.006975	-2.739153	0.0083
D4	0.081241	0.007102	11.43911	0.0000
DLYND(-1)	-0.340748	0.125162	-2.722457	0.0087
DLYND(-2)	0.282470	0.116115	2.432670	0.0183
D9702	0.071990	0.005158	13.95575	0.0000
R-squared	0.817111	Mean dependent var		0.012870
Adjusted R-squared	0.796790	S.D. dependent var		0.049526
S.E. of regression	0.022326	Akaike info criterion		-4.658526
Sum squared resid	0.026916	Schwarz criterion		-4.416295
Log likelihood	149.0850	Durbin-Watson stat		2.111235

Regresión Marginal: dr

Dependent Variable: DR

Sample (adjusted): 1993Q4 2006Q4

Included observations: 53 after adjustments

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D2	-0.007272	0.002746	-2.648095	0.0111
DR(-4)	0.173086	0.066316	2.610039	0.0122
D9601	0.046794	0.004488	10.42639	0.0000
D9602	-0.054006	0.002390	-22.59274	0.0000
D9403	-0.073330	0.004080	-17.97423	0.0000
D9404	0.027704	0.000177	156.4053	0.0000
D9501	0.064147	0.001353	47.42391	0.0000
R-squared	0.816392	Mean dependent var	-0.001757	
Adjusted R-squared	0.792443	S.D. dependent var	0.020791	
S.E. of regression	0.009472	Akaike info criterion	-6.358414	
Sum squared resid	0.004127	Schwarz criterion	-6.098187	
Log likelihood	175.4980	Durbin-Watson stat	1.363122	

GRACIAS

