

Importaciones de Argentina, una estimación econométrica

Ana Gabriela Bus*

José L. Nicolini-Llosa[^]

**Instituto de Investigaciones Económicas
Universidad de Buenos Aires**

**Asociación Argentina de Economía Política
XLII Reunión Anual
Universidad Nacional del Sur
Noviembre de 2007**

Resumen

El objetivo de este trabajo es estimar la función de demanda de importaciones de la Argentina para el período 1970:1-2007:1, aplicando Mínimos Cuadrados Ordinarios de Engle & Granger y Máxima Verisimilitud de Johansen & Juselius, junto con el Modelo de Corrección de Errores, para obtener elasticidades de largo y corto plazo, respectivamente. Establecemos un claro cambio estructural en 1990; observamos un aumento de la elasticidad ingreso y una baja de la elasticidad precio a partir de 1990; y, a partir de ese año detectamos un 'overshooting' en la elasticidad ingreso de corto-mediano plazo.

Números de clasificación JEL: F1, C2

Abstract

The aim of this paper is to estimate the import demand function for Argentina for the period 1970:1-2007:1, applying Engle & Granger Ordinary Least Squares and Johansen & Juselius Full Information Maximum Likelihood, together with the Error Correction Model, to obtain long and short-run elasticities, respectively. We establish a clear structural change in 1990; observe an increase of the income elasticity and a decrease of the price elasticity from 1990; and, from this year we detect an overshooting at the income elasticity in the short/medium-run.

JEL Classification Numbers: F1, C2

* anagabrielabus@yahoo.com.ar

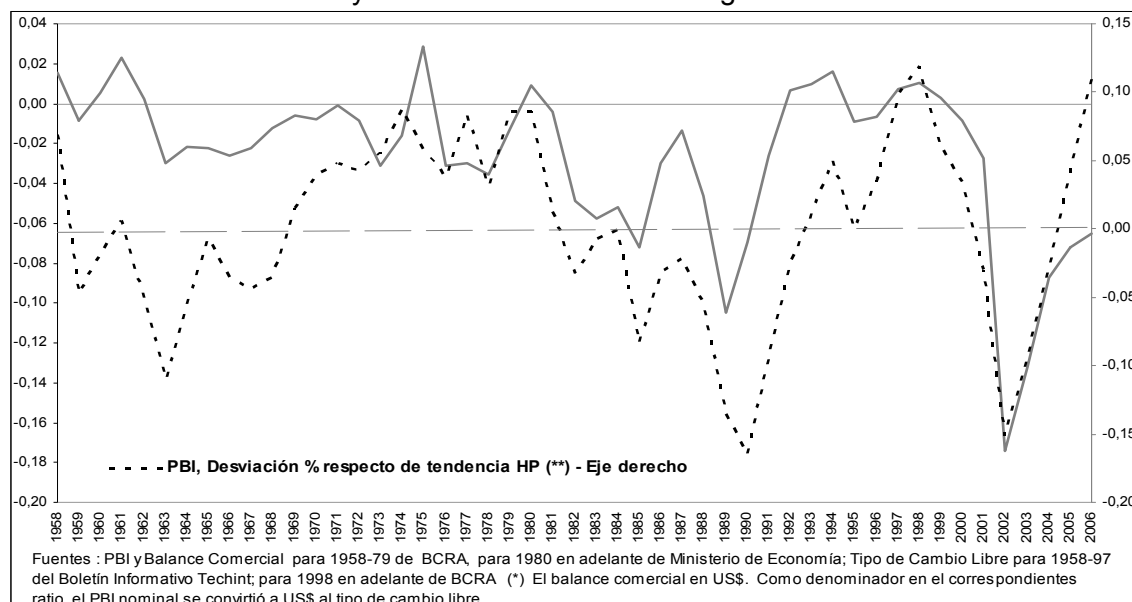
[^] nicolinij@fibertel.com.ar

El objetivo de este trabajo es estimar la función de demanda de importaciones de la Argentina para el período 1970-2007. Desde las primeras estimaciones de Díaz Alejandro, las sucesivas estimaciones de la función de demanda de importaciones de Argentina han indicado siempre un elevado valor para la elasticidad ingreso y uno relativamente bajo para la elasticidad precio. Para 1947-1965, Díaz Alejandro (1970) había obtenido una elasticidad ingreso de 2,60 y ninguna estimación significativa para el tipo de cambio. Cline (1989:155) estimó 2,42 para aquella y -0,32 para esta con datos de 1973-1987. Recientemente, Catão y Falcetti (2002) obtuvieron una elasticidad ingreso de 2,42 y una elasticidad tipo de cambio de -0,79; Heymann y Ramos (2003) obtuvieron 3,68 para la elasticidad ingreso y -0,61 para la elasticidad tipo de cambio y Duarte, Nicolini-Llosa & Paya (2007) estimaron 3,52 y -0,36 para cada una de esa dos elasticidades aplicando Mínimos Cuadrados Ordinarios de Engle & Granger y 3,29 y -0,56 aplicando Máxima Verosimilitud de Johansen & Juselius con datos de 1970:2005. Este último es el método que utilizaremos en el presente trabajo.

Nuestras estimaciones se distinguen de las previas en tres aspectos: a) establecemos un claro cambio estructural en 1990 con el inicio de la marcada liberalización del comercio exterior y la fuerte ola de privatizaciones del 'Plan de Convertibilidad'; b) observamos un aumento de la elasticidad ingreso y una baja de la elasticidad precio a partir de 1990; c) a partir de ese año detectamos un 'overshooting' en la elasticidad ingreso de corto-mediano plazo, indicando que los agentes importan con excesivo pesimismo (optimismo) en las recesiones (reactivaciones).

La estimación de la función de demanda de importaciones tiene una importancia central en el crecimiento económico argentino en la medida que este se halla condicionado por su balance de pagos (Olivera 1924, Ferrer 1963, Díaz Alejandro 1970, Braun & Joy 1968 y Diamand 1972). Esta función también es importante en el modelo de crecimiento cíclico de Argentina de Nicolini-Llosa (2005 y 2007). La importancia del balance comercial del balance de pagos en el ciclo puede observarse en el **Gráfico 1**.

Gráfico 1: El ciclo del PBI y el balance comercial en Argentina - Datos anuales.



Metodología

Suponemos una función de demanda de importaciones de tipo multiplicativa, de modo que su versión lineal en logaritmos es:

$$\text{Log}(M_t) = \alpha + \beta \text{Log}(Y_t) + \delta \text{Log}(TCR_t) \quad (\text{B})$$

donde

M importaciones demandadas a precios constantes,

Y es el PBI a precios constantes,

δ elasticidad precio de demanda de importaciones,

β elasticidad ingreso de demanda de importaciones, y

TCR_t tipo de cambio real $(\text{AR}\$ \cdot \text{IPC}_{\text{us}}) / (\text{US}\$ \cdot \text{IPC}_{\text{ar}})$

Primero analizaremos las características de los datos en serie de tiempo utilizados efectuando tests de estacionariedad, de quiebre estructural y de co-integración. Luego estimaremos la función mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios con el procedimiento de Engle y Granger 'MCO-EG' (Engle & Granger 1987) y por otro lado se realizará la estimación con el Método de Cointegración de Johansen-Juselius 'MC-JJ' (Johansen 1988 y 1992 y Juselius 1992). Posteriormente estimamos las elasticidades de corto-mediano plazo con el método de corrección de errores (ECM). Finalmente testaremos la estabilidad de los parámetros estimados.

Los datos y sus fuentes

Utilizaremos datos trimestrales de PBI e importaciones a precios constantes y de tipo de cambio real obtenidos de Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC), Comisión Económica para América Latina e International Financial Statistics (IFS). Los datos trimestrales de importaciones son de INDEC (1986-2007) y de CEPAL (1970-1985). Los datos de PBI a precios constantes de 1993, del INDEC. El tipo de cambio nominal durante los períodos sin control de cambios es el del Banco Central tal cual lo publica el IFS. Para los períodos con control de cambios los datos son del mercado libre de Montevideo según los presenta la Fundación de Investigaciones Económicas Latinoamericana¹ (FIEL). El tipo de cambio nominal se deflactó con el IPC del INDEC ponderado por el IPC de EEUU (Bureau of Labour Statistics consumer price index).

Estabilidad estructural de las series

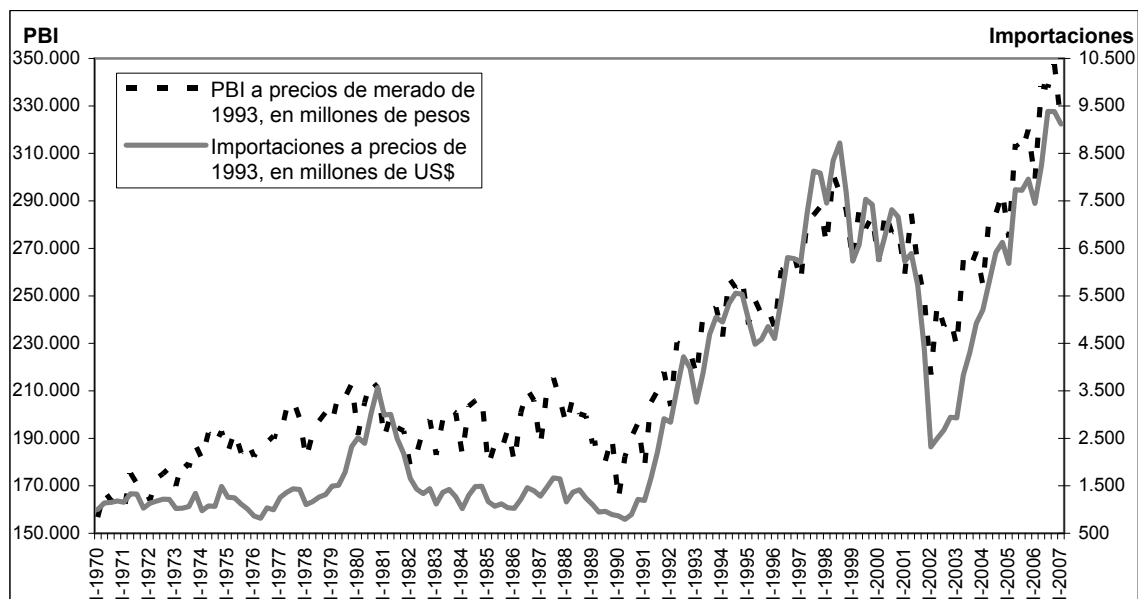
Como se observa en el **Gráfico 2**, durante todo el periodo considerado existió una notable relación entre el volumen de las importaciones y el nivel de ingreso real, que se representa a través del PBI a precios constantes de 1993.

Para el periodo que va desde el primer trimestre de 1970 hasta el último trimestre de 1989 se observa una tasa de crecimiento del ingreso mucho más baja que la del periodo que va desde el primer trimestre del año 1990 hasta el primer trimestre del año 2007 y, de la misma manera, las tasas de crecimiento de las importaciones reflejan el mismo comportamiento, es decir, se aceleran a partir de la década del noventa junto con la aceleración del crecimiento del ingreso. También se aprecia que es mucho más estrecha la relación entre ambas variables para el segundo periodo que para el primero, de manera que es muy probable que

¹ www.fiel.org Av. Cordoba 637 4th floor, Buenos Aires, Argentina

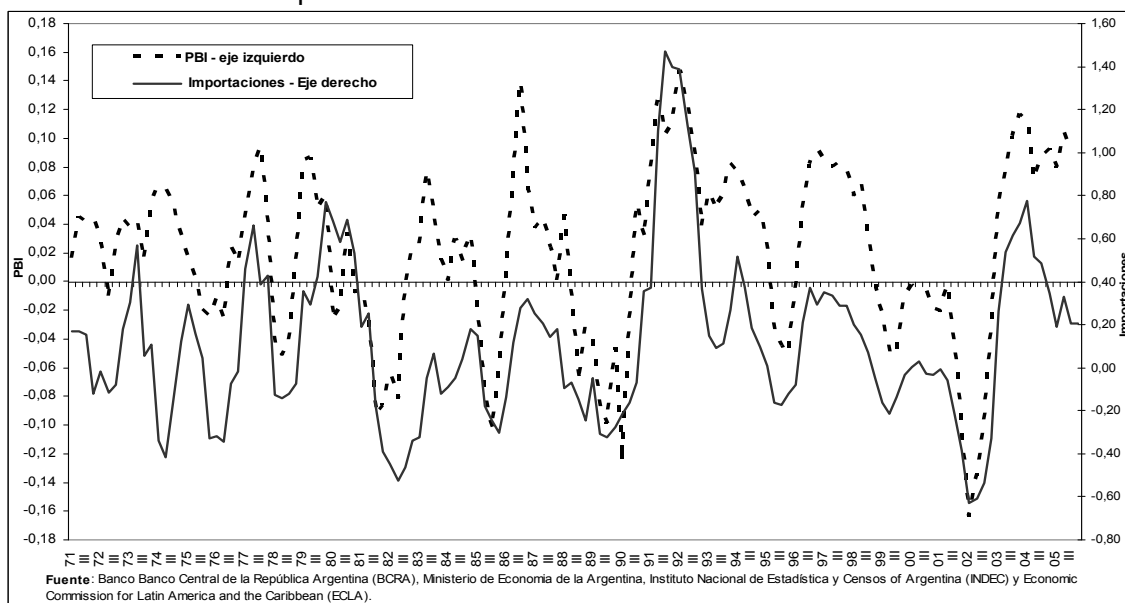
ambos períodos presenten diferentes funciones de demanda de importaciones, esto es, que exista un quiebre estructural.

Gráfico 2: Importaciones y PBI trimestral, miles de millones de pesos de 1993.



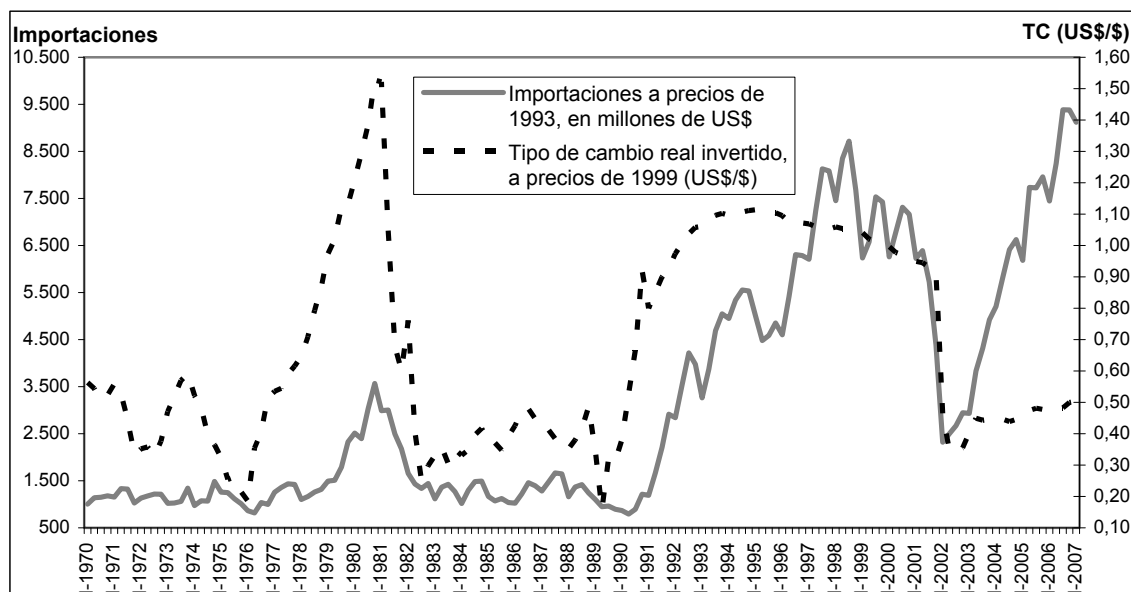
El **Gráfico 3** muestra también una marcada relación entre la tasa de variación del PBI y la de las importaciones, lo que sugiere que la elasticidad ingreso podría ser constante. Es de destacar la diferencia de uno a nueve entre los ejes izquierdo y derecho en este **Gráfico 3**, sugiriendo una elasticidad ingreso elevada. Se observa también un aumento en la amplitud de las fluctuaciones de las importaciones respecto de las del PBI a partir de 1990, a pesar de que durante buena parte de ese período hubo tipo de cambio fijo, sugiriendo así también este gráfico un quiebre estructural a principios de los 90.

Gráfico 3: PBI e importaciones a precios constantes de 1993. Tasas de variación respecto del mismo trimestre del año anterior.



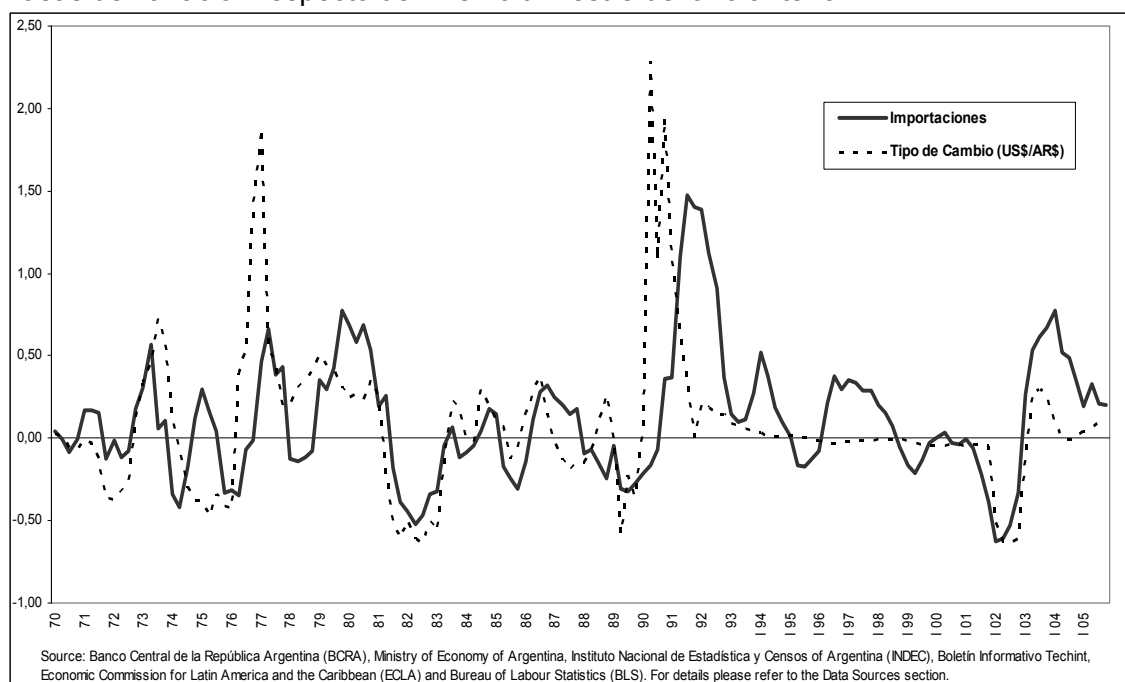
Los **Gráficos 4 y 5** comparan la evolución de las importaciones con el tipo de cambio en niveles y en tasas, respectivamente. El **Gráfico 5** muestra que el orden de magnitud de las variaciones porcentuales de las importaciones y del tipo de cambio (invertido para lograr claridad) son similares, sugiriendo una elasticidad precio bastante menor a la elasticidad ingreso aparente en el **Gráfico 4**. Por otra parte, estos dos gráficos confirman la impresión de los **Gráficos 2 y 3** acerca de que hubo un cambio estructural de comportamiento a partir de 1990, cuando se puso en marcha el Plan de Convertibilidad con una brusca apertura comercial y fuertes privatizaciones. De modo que es importante realizar una prueba de estabilidad estructural para determinar si existe un cambio estructural a partir de 1990:¹ La prueba se efectúa mediante el contraste de Chow, cuyos resultados se presentan en el **Cuadro 1** más abajo².

Gráfico 4: Tipo de Cambio e Importaciones a precios constantes.



² Todas las estimaciones econométricas del presente trabajo han sido realizadas con el programa econométrico EViews, versión 5.0. En algunos casos, los cuadros corresponden a las salidas del programa, en otros son de elaboración propia.

Gráfico 5: Importaciones y tipo de cambio (US\$/AR\$) a precios constantes. Tasas de variación respecto del mismo trimestre del año anterior.



Cuadro 1: Resultados del contraste de Chow.

Chow Breakpoint Test: 1990Q1			
F-statistic	20.08130	Probability	0.000000
Log likelihood ratio	52.38276	Probability	0.000000

Este **Cuadro 1** presenta el valor del estadístico F y su probabilidad indica el rechazo de la hipótesis nula de estabilidad estructural, puesto que no supera el nivel de significancia de 0,05. Estos resultados estarían indicando que el modelo que podría estimarse considerando todo el periodo en verdad contiene un cambio estructural al iniciarse la década del noventa, de manera que sería importante estimar las elasticidades para dos sub-muestras distintas, una para el periodo 1970:1-1989:4 y otra para el periodo 1990:1-2007:1. Si bien las medidas económicas que generaron el cambio estructural fueron adoptadas con marcada determinación y en forma concentrada en 1990, es posible que el cambio haya ocurrido a lo largo de algunos años. Por ello, y siguiendo la práctica en este sentido adoptada por el Banco Central de la República Argentina en sus modelos econométricos de proyecciones, estimaremos nuestro modelo también para el período comenzando en 1993:1. En cualquier caso, presentaremos los resultados tanto para el periodo completo como para los tres sub-periodos mencionados.

Análisis de la estacionariedad de las series y tests de cointegración

Verifiquemos ahora si las series son estacionarias mediante la prueba de raíz unitaria con el Test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) aplicado a cada una de las series. Ante la

evidencia de quiebre estructural apliquemos el test a todo el período y también a cada uno de los sub-períodos. En el **Cuadro 2** se presentan los resultados para el periodo completo, y en los **Cuadros 3, 4 y 5** se presentan los resultados para cada sub-periodo.

Cuadro 2: Tests de Raíces Unitarias para la Serie 1970:1 - 2007:1		
Tests para I(1)	Con tendencia	Sin tendencia
Log M	-3,4842 (0,05)	-0,7482 (0,83)
Log Y	-1,8585 (0,67)	0,1590 (0,94)
Log TCR	-2,1263 (0,53)	-2,10 (0,25)
D(Log M)	-5,5671 (0,00)	-5,5461 (0,00)
D(Log Y)	-9,1577 (0,00)	-9,1417 (0,00)
D(Log TCR)	-10,4338 (0,00)	-10,4671 (0,00)

Cuadro 3: Tests de Raíces Unitarias para la Serie 1970:1 - 1989:4		
Tests para I(1)	Con tendencia	Sin tendencia
Log M	-1,9913 (0,60)	-2,1381 (0,23)
Log Y	-2,0103 (0,59)	-2,4720 (0,13)
Log TCR	-1,9679 (0,61)	-1,9328 (0,32)
D(Log M)	-8,8807 (0,00)	-8,8748 (0,00)
D(Log Y)	-4,8541 (0,00)	-4,5979 (0,00)
D(Log TCR)	-8,1465 (0,00)	-8,1936 (0,00)

Cuadro 4: Tests de Raíces Unitarias para la Serie 1990:1 - 2007:1		
Tests para I(1)	Con tendencia	Sin tendencia
Log M	-2,2530 (0,45)	-2,1587 (0,22)
Log Y	-2,3496 (0,40)	-1,8137 (0,37)
Log TCR	-3,0154 (0,14)	-1,4963 (0,53)
D(Log M)	-3,7575 (0,03)	-3,8845 (0,00)
D(Log Y)	-4,7831 (0,00)	-4,7892 (0,00)
D(Log TCR)	-5,8325 (0,00)	-5,8210 (0,00)

Cuadro 5: Tests de Raíces Unitarias para la Serie 1993:1 - 2007:1		
Tests para I(1)	Con tendencia	Sin tendencia
Log M	-1,7895 (0,70)	-1,7768 (0,39)
Log Y	-1,5647 (0,79)	-0,7485 (0,83)
Log TCR	-2,5951 (0,28)	-1,3138 (0,62)
D(Log M)	-3,3105 (0,08)	-3,3158 (0,02)
D(Log Y)	-3,8506 (0,02)	-3,7901 (0,01)
D(Log TCR)	-4,8676 (0,00)	-4,9161 (0,00)

Para computar los tests se emplearon retardos automáticos basados en Schwarz Info Criterion (SIC)

Para todos los casos, en los cuadros previos se presenta el valor estadístico del Test ADF y, entre paréntesis, el *p-value*³ de una cola asociado. En **primer lugar**, se tienen los resultados de las pruebas para las variables en logaritmos, y dado que todos los p-values

³ El *p-value* indica la probabilidad de cometer el error de rechazar la hipótesis nula siendo cierta. En el presente trabajo, se utilizará un nivel de significación del 5%, de manera que si esta probabilidad es menor a 0,05 se rechazará la hipótesis nula.

son mayores [en el caso de las importaciones para el periodo 1970:1-2007:1 es igual] a 0,05, podemos concluir que no se rechaza la hipótesis nula de que las series tienen una raíz unitaria y, por lo tanto, que son *no estacionarias*. Estos resultados se verifican tanto para las pruebas que incluyen solamente una constante, como para las que incluyen también el término de tendencia.

Con respecto a los resultados obtenidos para el periodo completo, indicando la no estacionariedad de las series, y de acuerdo con el procedimiento propuesto más arriba, podemos concluir que los tests efectuados para los sub-periodos apoyan estos resultados.

En **segundo lugar**, se presentan los resultados de las pruebas para la primera diferencia de cada una de las variables en logaritmos, donde todos los p-values son menores a 0,05⁴; de manera que se puede rechazar la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria y concluir que *las series son estacionarias en sus diferencias primeras*. Esto confirma que las series en logaritmos son integradas de orden 1, comúnmente denotado como $I(1)$. Dado que todas presentan el mismo orden de integración, podemos concluir que **existe** alguna combinación lineal entre ellas, dada por un vector de **cointegración**, que nos permita estimar la relación de largo plazo sin necesidad de diferenciarlas, procedimiento que, de hecho, sería incorrecto.

Para encontrar esta combinación lineal se efectúan los tests de cointegración de Johansen, cuyos resultados se exponen en los **Cuadros 6, 7, 8 y 9**, para la serie completa y para cada sub-periodo respectivamente.

Todas las pruebas indican la presencia de una ecuación de cointegración, de manera que hay una relación de equilibrio de largo plazo entre las variables en logaritmos. De acuerdo con estos resultados, se pueden efectuar las regresiones por Mínimos Cuadrados Ordinarios según el procedimiento de Engle y Granger (MCO-EG) a partir de las variables en logaritmos y, además, correr la regresión con el Método de Cointegración de Johansen-Juselius (CM-JJ).

Antes de pasar a las estimaciones de las funciones de demanda, es importante detenerse en dos cuestiones que surgen al observar los tests de cointegración. Uno de ellos se observa en el **Cuadro 7**, y es que se utiliza el supuesto de ausencia de tendencia determinística, lo que implica que ésta no es perfectamente predecible (tendencia estocástica). Este supuesto de tendencia estocástica se efectúa cuando no se puede ver una tendencia en las series, aunque sí se observe lo que parecería ser un movimiento conjunto de las variables en el tiempo; y si observamos los **Gráficos 2 y 4** vemos que efectivamente éste parece ser el caso en el sub-periodo que comprende los años 1970 y 1989.

⁴ Todos los p-values son menores a 0,05, excepto en el caso de las importaciones en el periodo 1993-2007, cuyo p-value solo es menor a 0,05 cuando no se incluye la tendencia en el test de raíces unitarias.

Cuadro 6: Test de Cointegración de Johansen (1970:1 - 2007:1)

Date: 08/25/07 Time: 19:11

Sample (adjusted): 1971Q4 2007Q1

Included observations: 142 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: LIMPOINDICES LPBI_SA LTCR

Lags interval (in first differences): 1 to 6

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized	Trace	0,05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0,142429	30,20937	29,79707	0,0448
At most 1	0,057068	8,390884	15,49471	0,4246
At most 2	0,000330	0,046819	3,841466	0,8287

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

Cuadro 7: Test de Cointegración de Johansen (1970:1 - 1989:4)

Date: 08/20/07 Time: 13:12

Sample (adjusted): 1971Q2 1989Q4

Included observations: 75 after adjustments

Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)

Series: LIMPOINDICES LPBI LTCR

Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized	Trace	0,05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0,205016	35,69087	35,19275	0,0442
At most 1	0,152793	18,48333	20,26184	0,0862
At most 2	0,077468	6,047526	9,164546	0,1871

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

Cuadro 8: Test de Cointegración de Johansen (1990:1 - 2007:1)

Date: 08/20/07 Time: 13:13

Sample (adjusted): 1991Q2 2007Q1

Included observations: 64 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: LIMPOINDICES LPBI_SA LTCR

Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized	Trace	0,05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0,502797	52,43555	29,79707	0,0000
At most 1	0,110698	7,715083	15,49471	0,4964
At most 2	0,003224	0,206674	3,841466	0,6494

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

Cuadro 9: Test de Cointegración de Johansen (1993:1 - 2007:1)

Date: 08/26/07 Time: 17:26

Sample (adjusted): 1994Q4 2007Q1

Included observations: 50 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: LIMPOINDICES LPBI_SA LTCR

Lags interval (in first differences): 1 to 6

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized	Trace	0,05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0,387663	35,23412	29,79707	0,0107
At most 1	0,189072	10,71052	15,49471	0,2299
At most 2	0,004624	0,231749	3,841466	0,6302

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

La segunda cuestión, es la de determinar la cantidad de rezagos que se van a considerar. Un procedimiento para decidir esto puede ser el de estimar un vector de autorregresión con las series sin diferenciar, empezando por introducir la máxima cantidad de rezagos razonables (de acuerdo con la periodicidad de los datos que se tienen) y probar si se puede acortar la cantidad de rezagos observando los valores de los coeficientes AIC (Criterio de Información de Akaike) que generalmente proveen las salidas de los programas

econométricos⁵. Las pruebas se efectuaron con seis rezagos para los periodos 1970-2007 y 1993-2007, y con cuatro rezagos para los periodos 1970-1989 y 1993-2007, dado que con esta cantidad de rezagos se obtuvieron los menores valores del coeficiente AIC en los vectores de corrección de errores⁶.

Estimación de la función de demanda de importaciones

El **Cuadro 10** resume las estimaciones de las funciones de demanda agregada de importaciones para el periodo completo y para los tres sub-periodos en que éste se divide. En todos los casos, los valores entre paréntesis corresponden a los errores estándar. En la primera parte del cuadro se presentan las ecuaciones estimadas por MCO-EG.

El procedimiento de Engle y Granger posee dos importantes limitaciones: el primero de ellos es que, es posible que una regresión indique que las variables están cointegradas, mientras que si se revierte el orden de regresión de las variables, esto es, se define como variable endógena alguna de las que antes era variable explicativa, puede que la cointegración ya no sea detectada. Esto es un resultado indeseable, dado que el test de cointegración debería ser independiente de la elección de la variable endógena del modelo. La segunda limitación es que al utilizar tres o más variables, se sabe que puede existir más de una ecuación de cointegración, y éste método no posee un procedimiento sistemático para la estimación separada de ecuaciones de cointegración múltiples; de todos modos, esta limitación sería de menor importancia en el presente trabajo dado que los tests indicaron la presencia de una sola ecuación de cointegración.

Cuadro 10: Estimaciones de las funciones de demanda de importaciones de largo plazo			
Ecuaciones de MCO			
1970:1 - 2007:1	$\text{Log}(M_t) = -63,22 + 3,51 \text{Log}(Y_t) - 0,37 \text{Log}(\text{TCR}_t)$		
	(1,84)	(0,10)	(0,04)
	R ² ajustado=0,94 SER=0,20 ADF(0)=-4,38 (p-value=0,00)		
1970:1 - 1989:4	$\text{Log}(M_t) = -24,03 + 1,46 \text{Log}(Y_t) - 0,40 \text{Log}(\text{TCR}_t)$		
	(5,65)	(0,30)	(0,05)
	R ² ajustado=0,62 SER=0,19 ADF(0)=-3,08 (p-value=0,03)		
1990:1 - 2007:1	$\text{Log}(M_t) = -68,99 + 3,81 \text{Log}(Y_t) - 0,44 \text{Log}(\text{TCR}_t)$		
	(2,11)	(0,11)	(0,04)
	R ² ajustado=0,95 SER=0,13 ADF(0)=-4,72 (p-value=0,00)		
1993:1 - 2007:1	$\text{Log}(M_t) = -57,88 + 3,24 \text{Log}(Y_t) - 0,38 \text{Log}(\text{TCR}_t)$		
	(2,33)	(0,12)	(0,03)
	R ² ajustado=0,93 SER=0,09 ADF(0)=-3,37 (p-value=0,02)		

⁵ Ver página 363, primer párrafo, de Enders, Walter (2004); "Applied Econometric Time Series"; Segunda Edición; John Wiley & Sons; NY

⁶ Dado que las series que se utilizan son trimestrales, parece bastante razonable utilizar seis y cuatro rezagos para lograr el mejor ajuste de los modelos.

Ecuaciones de Cointegración de Johansen			
1970:1 - 2007:1	$\text{Log}(M_t) = -60,43 + 3,37 \text{Log}(Y_t) - 0,51 \text{Log}(\text{TCR}_t)$		
	(0,17)	(0,07)	
Coeficientes de Ajuste:	Log $M_t(\alpha'_1)$	Log $Y_t(\alpha'_2)$	Log $\text{TCR}_t(\alpha'_3)$
	-0,29	0,01	0,13
	(0,09)	(0,02)	(0,13)
1970:1 - 1989:4	$\text{Log}(M_t) = -26,94 + 1,62 \text{Log}(Y_t) - 0,63 \text{Log}(\text{TCR}_t)$		
	(0,64)	(0,09)	
Coeficientes de Ajuste:	Log $M_t(\alpha'_1)$	Log $Y_t(\alpha'_2)$	Log $\text{TCR}_t(\alpha'_3)$
	-0,39	-0,04	0,05
	(0,10)	(0,03)	(0,19)
1990:1 - 2007:1	$\text{Log}(M_t) = -51,15 + 2,89 \text{Log}(Y_t) - 0,33 \text{Log}(\text{TCR}_t)$		
	(0,17)	(0,05)	
Coeficientes de Ajuste:	Log $M_t(\alpha'_1)$	Log $Y_t(\alpha'_2)$	Log $\text{TCR}_t(\alpha'_3)$
	-0,63	-0,04	0,12
	(0,11)	(0,02)	(0,10)
1993:1 - 2007:1	$\text{Log}(M_t) = -51,54 + 2,91 \text{Log}(Y_t) - 0,33 \text{Log}(\text{TCR}_t)$		
	(0,13)	(0,02)	
Coeficientes de Ajuste:	Log $M_t(\alpha'_1)$	Log $Y_t(\alpha'_2)$	Log $\text{TCR}_t(\alpha'_3)$
	-1,19	-0,07	-0,10
	(0,45)	(0,07)	(0,48)

El procedimiento de Johansen no posee estas limitaciones, de manera que en la segunda parte del cuadro se presentan las estimaciones de las ecuaciones de cointegración de a través de este método con sus respectivos coeficientes de ajuste.

Si bien existen algunas diferencias entre las estimaciones, tanto para el periodo completo como para los sub-periodos, éstas no son significativas. Se podría concluir que ambos métodos arrojan resultados similares.

Los coeficientes de ajuste α'_i en el **Cuadro 10** miden la velocidad de ajuste hacia el equilibrio de largo plazo de la función de demanda de importaciones, y cada uno representa el ajuste parcial que efectúa cada variable para restablecer esa relación de equilibrio. Así, el coeficiente α'_1 corresponde a la primera ecuación que mide el porcentaje del ajuste parcial que efectúan las importaciones en cada trimestre ante una desviación del 1 % de la función de largo plazo; los coeficientes α'_2 y α'_3 corresponden a la segunda y tercera ecuación respectivamente, y miden el ajuste parcial que efectúan el ingreso y el tipo de cambio real. Tanto para el periodo completo como para los dos sub-periodos, son las importaciones las que cargan con la mayor porción de ajuste; sin embargo, para el periodo completo y para los dos periodos posteriores a 1989 la porción del ajuste del tipo de cambio no es despreciable, si bien es bastante menor.

Mostrada la relación de equilibrio de largo plazo entre las variables, todavía resta considerar la posibilidad de que existan desequilibrios de corto plazo. De manera que se consideran los residuos de ambas estimaciones como "errores de equilibrio" y se utilizan para atar el comportamiento de corto plazo de las importaciones con su valor de largo plazo. Este es el procedimiento del método de corrección de errores (ECM), cuyos resultados para el periodo

completo y los sub-periodos, tanto para MCO-EG como para CM-JJ, se muestran en el **Cuadro 11**.

El procedimiento del método de corrección de errores consiste, básicamente, en regresar la primera diferencia del logaritmo de las importaciones $\Delta \text{Log} M$ en función de los residuos de la estimación obtenida previamente rezagados un periodo $\text{Resid}(t-1)$, y de las primeras diferencias de las variables explicativas, rezagadas o no. El coeficiente que acompaña a los residuos, que en el **Cuadro 11** se expresan como $\text{Ecm}(t-1)$, nos indica qué proporción del desequilibrio en $\text{Log } M_t$ es corregido en el periodo siguiente. Por otra parte, las primeras diferencias de las variables explicativas recogen las perturbaciones de corto plazo en cada una de ellas mismas.

Los valores entre paréntesis corresponden a los p-values de los coeficientes estimados y todos son menores a 0,05, de manera que dichos coeficientes son significativos. Para cada una de las regresiones se presentan, además, los valores de R^2 ajustado, el estadístico de Durbin-Watson (DW), el error estándar (SER), el test del multiplicador de Lagrange de Breusch-Godfrey (LM) para testear la posible correlación serial, el test del multiplicador de Lagrange para heterocedasticidad autorregresiva condicional en los residuos (ARCH) de Engle (1982), el test de Jarque-Bera para la normalidad de los residuos, el test de Heterocedasticidad de White y, por último, el test de Ramsey sobre la correcta especificación de la forma funcional (RESET). En todos los casos, los valores corresponden a las probabilidades.

Los valores de DW están por encima del umbral 1,5 y por debajo del de 2,5 que indicarían auto-correlación de primer grado.⁷

Cuadro 11: Modelos de Corrección de Errores		
Variable dependiente: $\Delta \text{Log}(M)$ (Primera diferencia del logaritmo de las Importaciones)		
Variables	Vector MCO	Vector de Cointegración
Periodo 1970:1 - 2007:1		
Ecm (t-1)	-0,2294 (0,00)	-0,2184 (0,00)
$\Delta \text{Log } M$ (t-4)	0,3674 (0,00)	0,3526 (0,00)
$\Delta \text{Log } M$ (t-6)	-0,2016 (0,00)	-0,2203 (0,00)
$\Delta \text{Log } Y$ (t)	2,4971 (0,00)	2,5096 (0,00)
$\Delta \text{Log } Y$ (t-1)	1,2030 (0,00)	1,2309 (0,00)
$\Delta \text{Log } \text{TCR}$ (t)	-0,1379 (0,00)	-0,1497 (0,00)
R^2 Ajustado	0,60	0,60
DW	2,15	2,22
SER	0,10	0,10
LM(2)	0,55	0,27
LM(3)	0,49	0,14
LM(4)	0,64	0,24
ARCH(1)	0,54	0,79
ARCH(2)	0,43	0,60
ARCH(3)	0,13	0,09
Normalidad	0,16	0,16
Homocedasticidad	0,40	0,42
Forma Funcional (RESET)	0,09	0,09

⁷ Ver Johnston y DiNardo (1997), Chapter 6.6.1 para una discusión más profunda sobre este aspecto.

Periodo 1970:1 - 1989:4		
Ecm (t-1)	-0,2487 (0,00)	-0,2416 (0,00)
Δ Log Y (t)	1,6635 (0,00)	1,7008 (0,00)
Δ Log Y (t-1)	0,7127 (0,00)	0,7102 (0,00)
Δ Log TCR (t)	-0,1184 (0,04)	-0,1444 (0,01)
R ² Ajustado	0,53	0,57
DW	2,11	2,31
SER	0,10	0,10
LM(2)	0,30	0,26
LM(3)	0,48	0,39
LM(4)	0,41	0,53
ARCH(1)	0,99	0,62
ARCH(2)	0,58	0,48
ARCH(3)	0,02	0,02
Normalidad	0,33	0,19
Homocedasticidad	0,68	0,39
Forma Funcional (RESET)	0,91	0,52
Periodo 1990:1 - 2007:1		
Ecm (t-1)	-0,3501 (0,00)	-0,3966 (0,00)
Δ Log M (t-4)	0,5413 (0,00)	0,4948 (0,00)
Δ Log Y (t)	4,0859 (0,00)	3,2660 (0,00)
Δ Log Y (t-4)	-2,2455 (0,00)	-1,7107 (0,00)
Δ Log TCR (t)	-0,4483 (0,00)	-0,5203 (0,00)
R ² Ajustado	0,80	0,84
DW	1,54	1,73
SER	0,07	0,06
LM(2)	0,06	0,08
LM(3)	0,05	0,11
LM(4)	0,07	0,16
ARCH(1)	0,29	0,92
ARCH(2)	0,41	0,97
ARCH(3)	0,62	0,99
Normalidad	0,16	0,00
Homocedasticidad	0,15	0,92
Forma Funcional (RESET)	0,30	0,33
Periodo 1993:1 - 2007:1		
Ecm (t-1)	-0,4203 (0,00)	-0,4540 (0,00)
Δ Log M (t-4)	0,5843 (0,00)	0,5718 (0,00)
Δ Log Y (t)	3,7134 (0,00)	3,4534 (0,00)
Δ Log Y (t-4)	-2,4836 (0,00)	-2,0851 (0,00)
Δ Log TCR (t)	-0,4958 (0,00)	-0,5412 (0,00)
R ² Ajustado	0,87	0,89
DW	2,07	2,22
SER	0,05	0,05
LM(2)	0,21	0,04
LM(3)	0,20	0,08
LM(4)	0,33	0,16
ARCH(1)	0,74	0,46
ARCH(2)	0,79	0,38
ARCH(3)	0,56	0,37
Normalidad	0,34	0,60
Homocedasticidad	0,95	0,89
Forma Funcional (RESET)	0,80	0,91

LM es el Test de Multiplicador de Lagrange; ARCH es el test para heterocedasticidad condicional autorregresiva; la normalidad de los residuos se verifica a través del Test de Jarque-Bera; la Homocedasticidad se verifica a través del Test de White. El testeo de la correcta especificación de la Forma Funcional se realiza a través del Test de Ramsey (RESET). Todos los valores presentados corresponden a la probabilidad.

De acuerdo con los resultados expuestos en el **Cuadro 11** precedente, se puede concluir que los modelos estimados parecen tener un buen ajuste. Esto también se puede observar en los **Gráficos 6 a 13**, que muestran la bondad de ajuste de cada uno de los modelos de corrección de errores, MCO-EG y CM-JJ, para el periodo completo y los sub-periodos. No se observa un comportamiento sistemático del error estándar en ninguna de las regresiones que pueda implicar la existencia de algún error de especificación.

Es de destacar en los resultados del **Cuadro 11** lo siguiente: Primero los dos métodos de ajuste, MCO-EG y CM-JJ, generan resultados marcadamente similares a pesar de ser métodos distintos. Segundo, la calidad del ajuste es superior en los períodos más recientes. Tercero, la velocidad de ajuste $Ecm(t-1)$ a los valores de largo plazo es marcadamente superior para el período más reciente. Finalmente, la elasticidad ingreso de corto plazo $\Delta \ln Y(t)$ en ambos métodos es mayor que la de largo plazo pero la de mediano plazo $\Delta \ln Y(t-4)$ es, también en ambos métodos, **negativa**. Sugiere esto que los agentes sobre-reaccionaron en una suerte de 'over-shooting' con excesivo pesimismo importador durante la recesión y excesivo optimismo durante la expansión del producto. Dado que buena parte de las importaciones en la Argentina son de bienes intermedios y de capital, esto parece vincularse con la observada mayor amplitud en las oscilaciones de la inversión respecto del producto y, en general, con la teoría del multiplicador-acelerador.

Gráfico 6: Bondad de ajuste del Modelo de Corrección de Errores para MCO-EG para el periodo 1970:1 - 2007:1

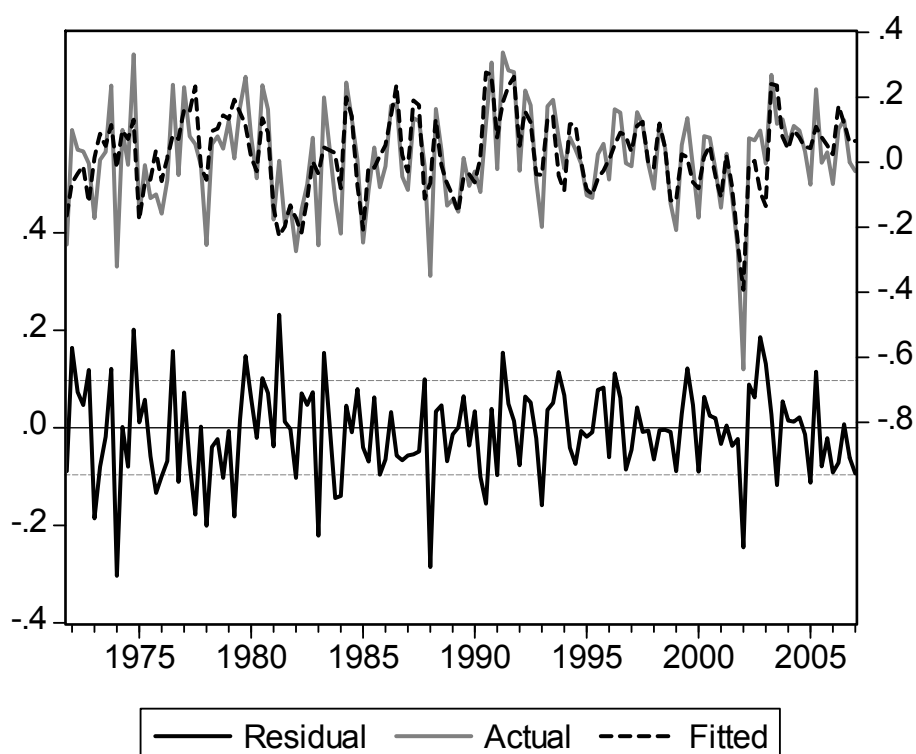


Gráfico 7: Bondad de ajuste del Modelo de Corrección de Errores para CM-JJ para el periodo 1970:1 - 2007:1

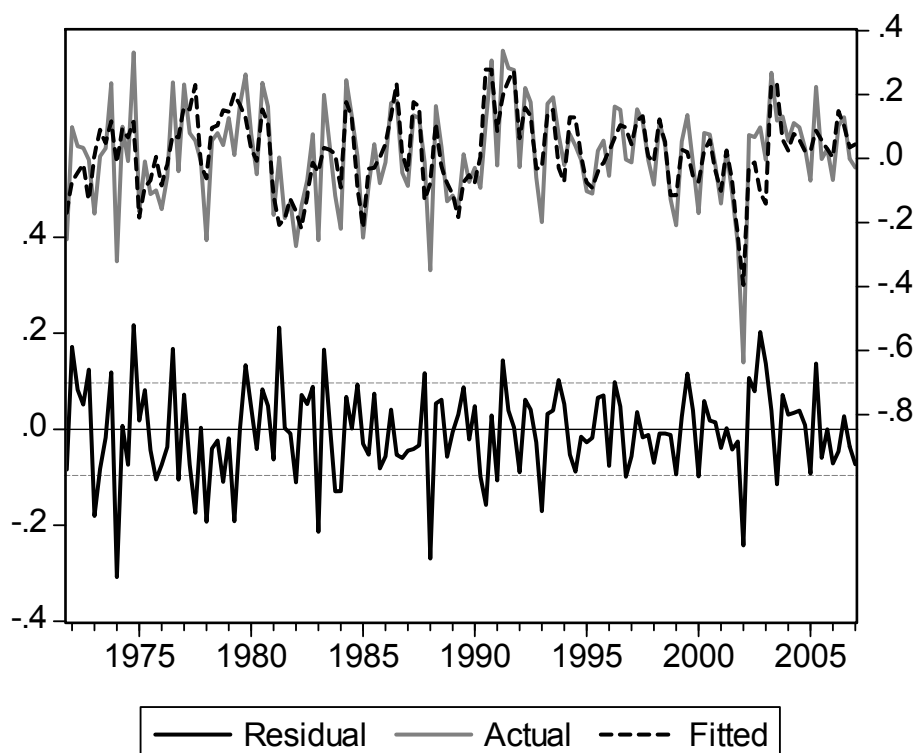


Gráfico 8: Bondad de ajuste del Modelo de Corrección de Errores para MCO-EG para el periodo 1970:1 - 1989:4

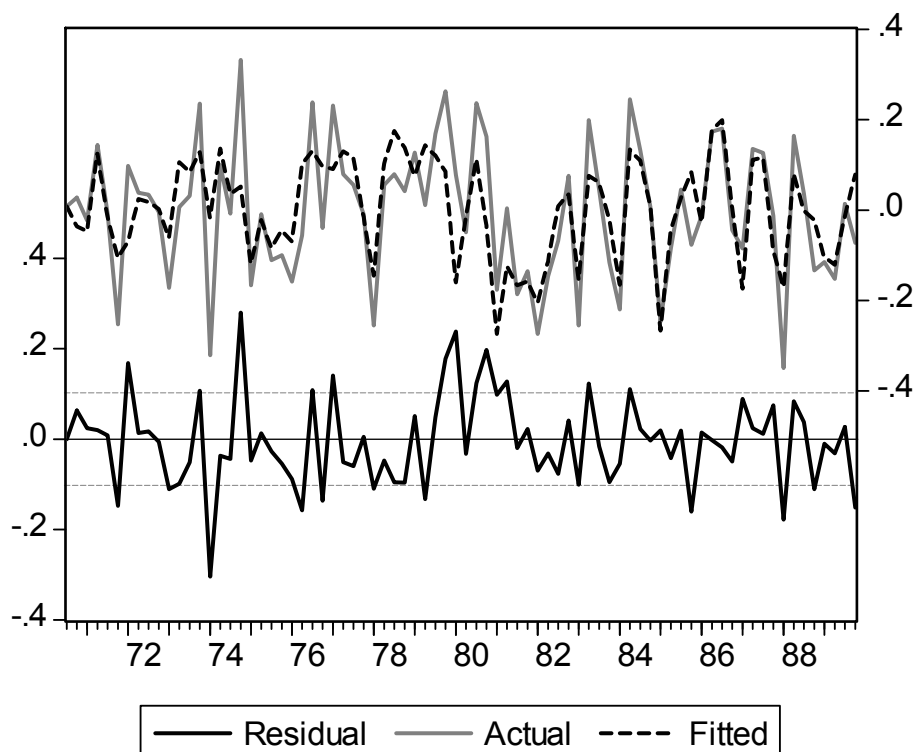


Gráfico 9: Bondad de ajuste del Modelo de Corrección de Errores para CM-JJ para el periodo 1970:1 - 1989:4

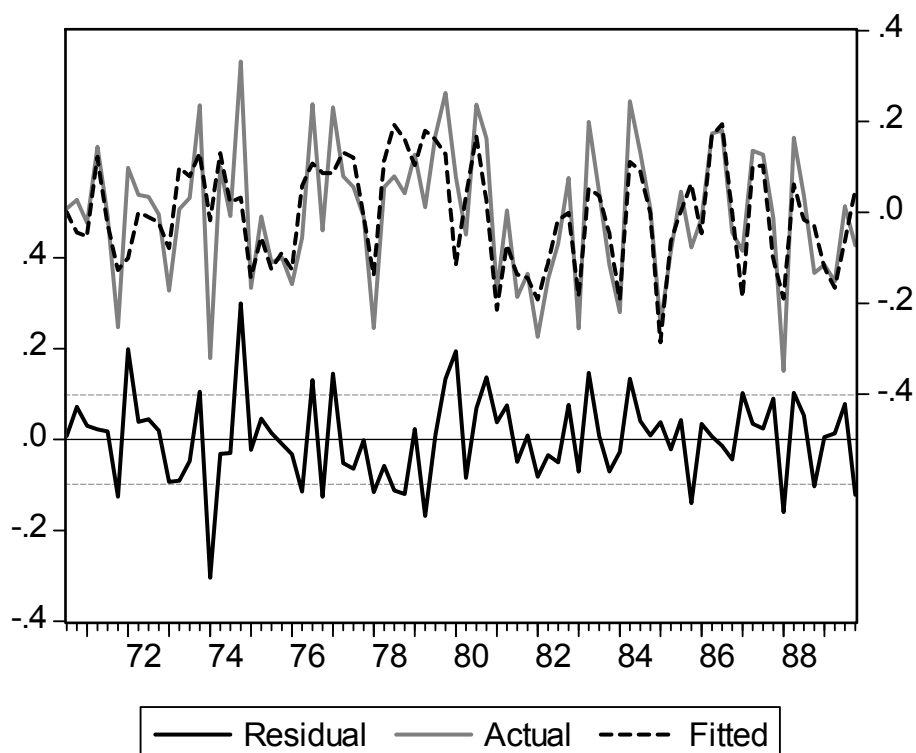


Gráfico 10: Bondad de ajuste del Modelo de Corrección de Errores para MCO-EG para el periodo 1990:1 - 2007:1

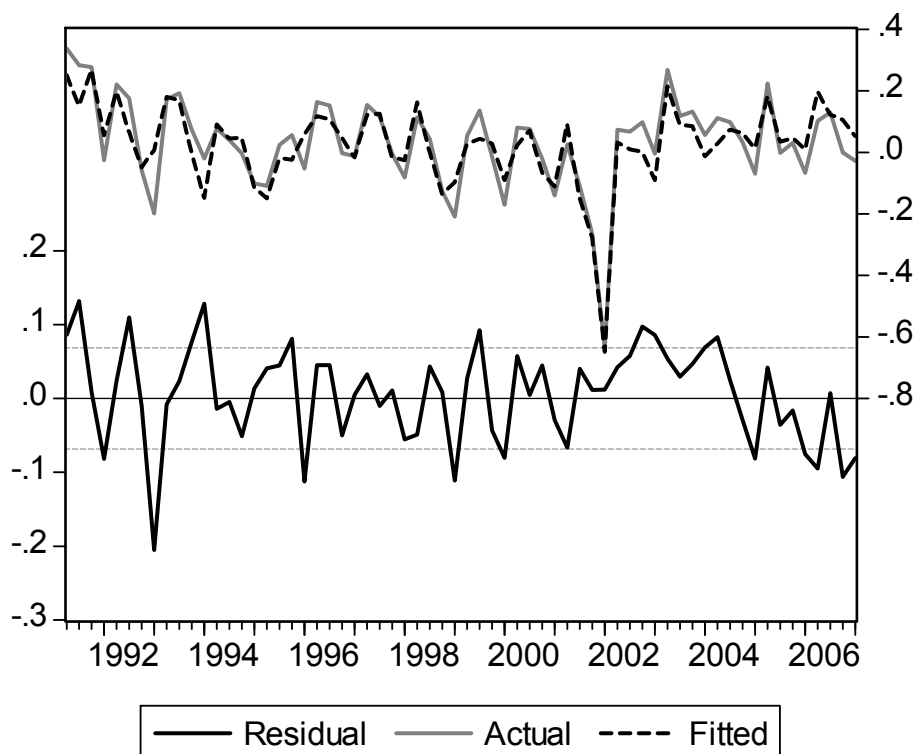


Gráfico 11: Bondad de ajuste del Modelo de Corrección de Errores para CM-JJ para el periodo 1990:1 - 2007:1

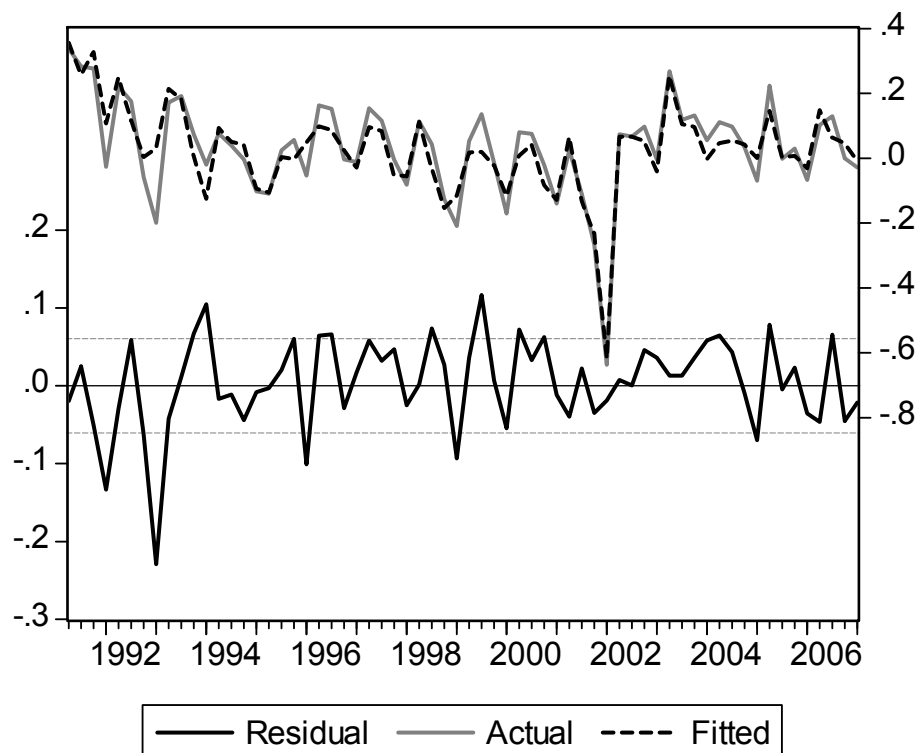


Gráfico 12: Bondad de ajuste del Modelo de Corrección de Errores para MCO-EG para el periodo 1993:1 - 2007:1

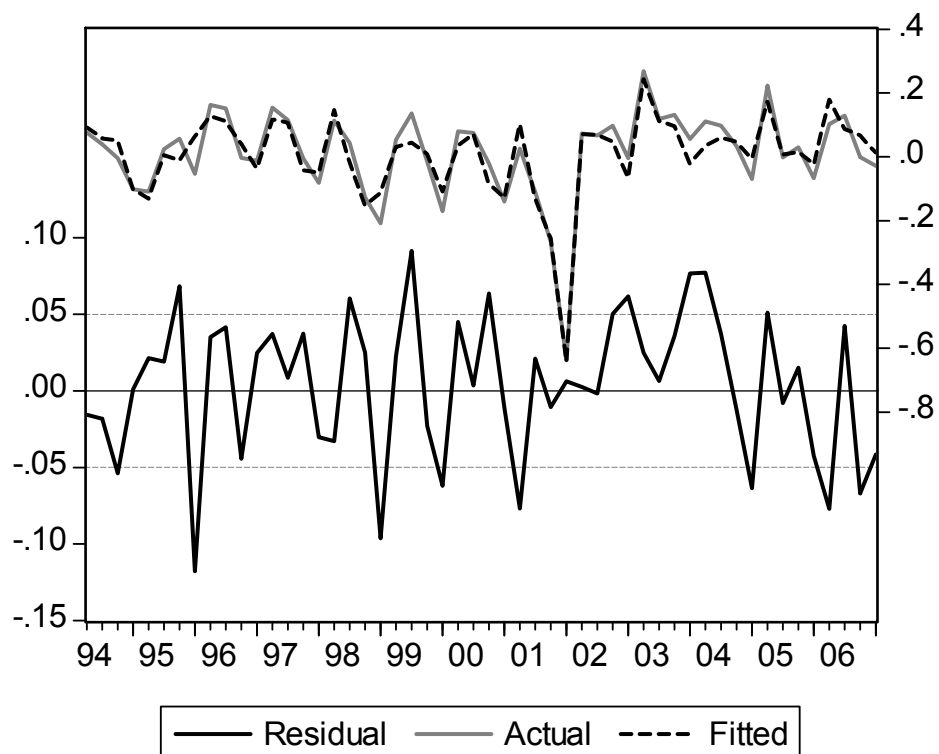
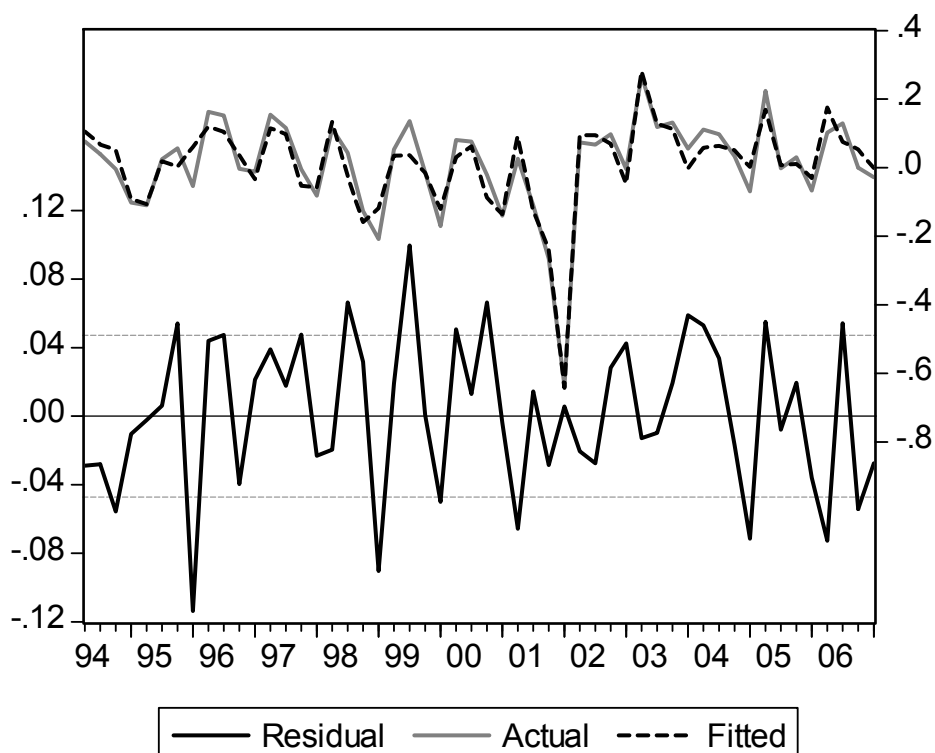


Gráfico 13: Bondad de ajuste del Modelo de Corrección de Errores para CM-JJ para el periodo 1993:1 - 2007:1



Test de estabilidad de los parámetros

Por último, se analiza la estabilidad de cada una de las estimaciones a través del método de los residuos recursivos de Mínimos Cuadrados Ordinarios. Esto nos muestra una línea que representa los valores de los residuos recursivos alrededor de la línea de cero, y dos bandas que representan los errores estándar positivos y negativos. Los residuos que están por fuera de las bandas sugieren inestabilidad en los parámetros de la ecuación. Los **Gráficos 14 a 21** muestran los resultados.

En general, para el periodo 1970:1 - 2007:1, se puede ver que los residuos se sitúan dentro de las bandas en todos los casos, excepto a fines de la década del ochenta y en el año 2002, que coinciden con crisis que generaron fuertes recesiones.

Para los sub-periodos se aprecia una mayor estabilidad de los coeficientes, de manera que el hecho de haber separado las observaciones en dos periodos posiblemente permita reflejar mejor el comportamiento de las variables en cada uno de ellos, ajuste que se pierde en parte al estimar el modelo para todo el periodo completo.

Por otra parte, si bien, en general, ambos métodos de estimación muestran estabilidad en los parámetros, el modelo de corrección de errores para la ecuación de cointegración de Johansen-Juselius parece ajustar mejor, sobre todo para los sub-periodos.

Gráfico 14: Test de estabilidad para el Modelo de Corrección de Errores para MCO-EG para el periodo 1970:1 - 2007:1

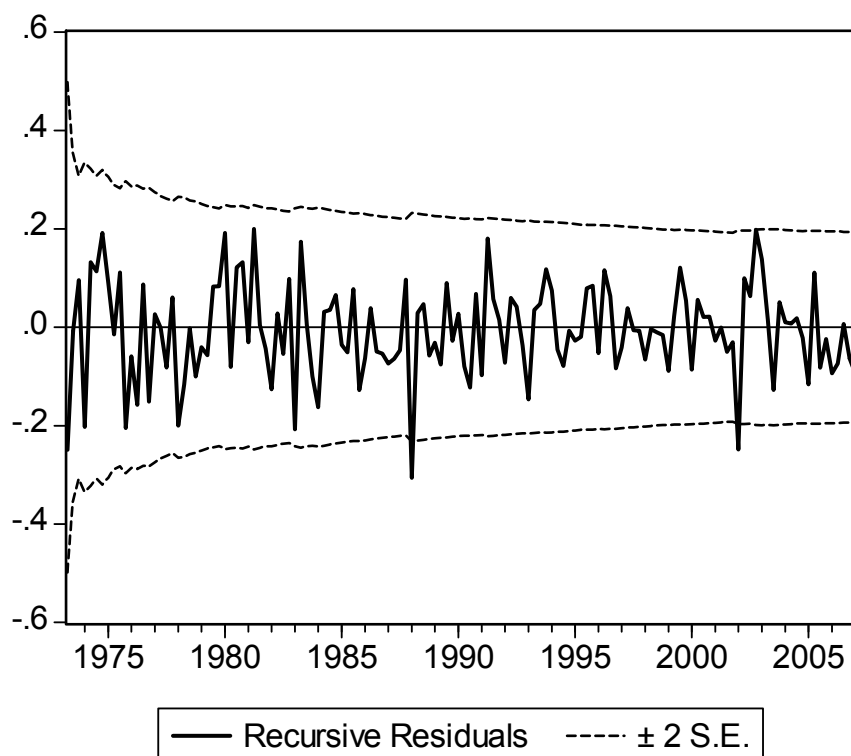


Gráfico 15: Test de estabilidad para el Modelo de Corrección de Errores para CM-JJ para el periodo 1970:1 - 2007:1

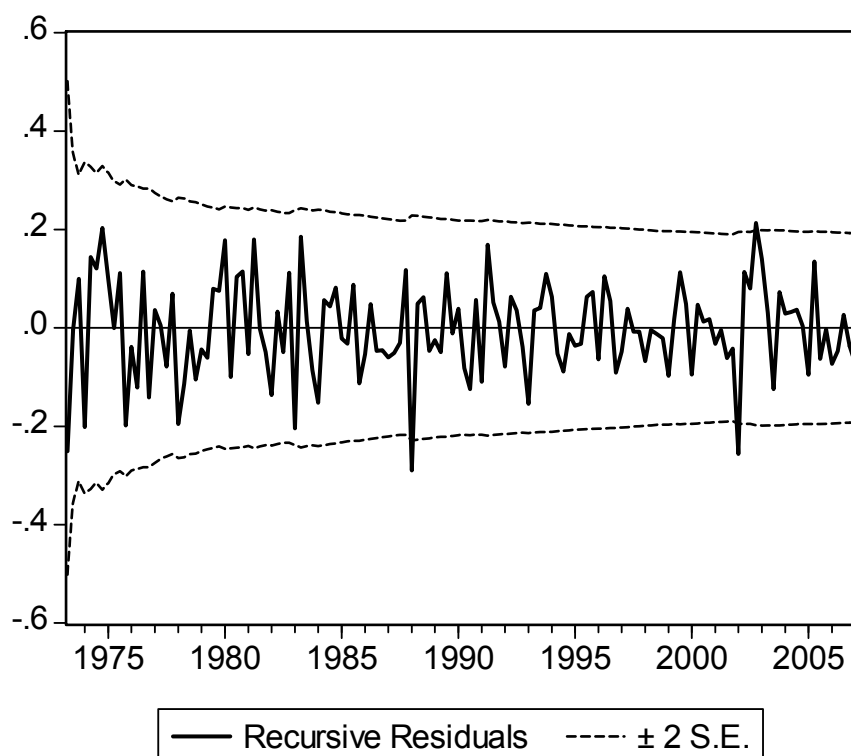


Gráfico 16: Test de estabilidad para el Modelo de Corrección de Errores para MCO-EG para el periodo 1970:1 - 1989:4

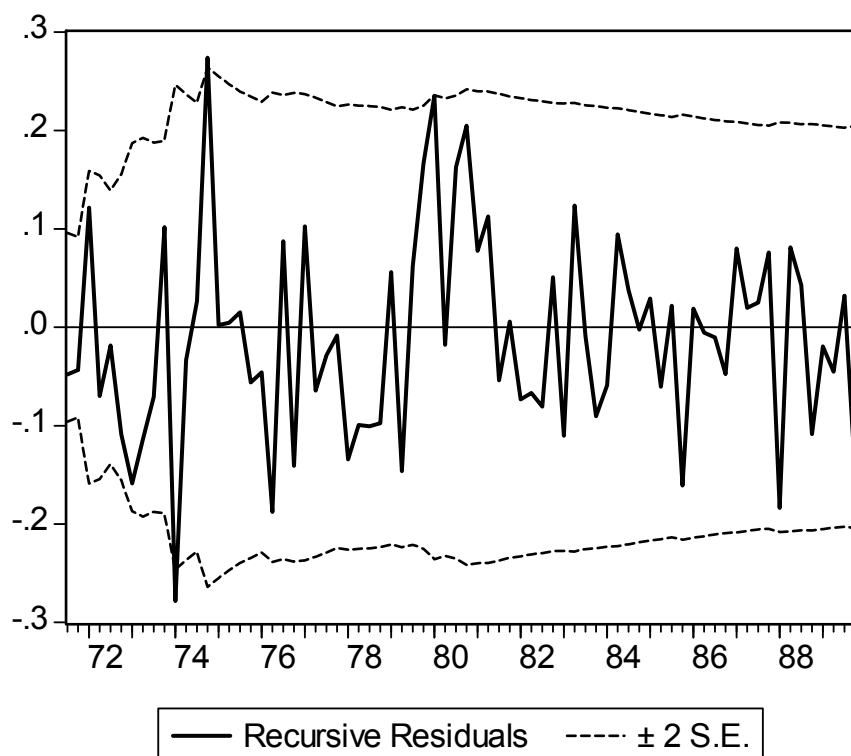


Gráfico 17: Test de estabilidad para el Modelo de Corrección de Errores para CM-JJ para el periodo 1970:1 - 1989:4

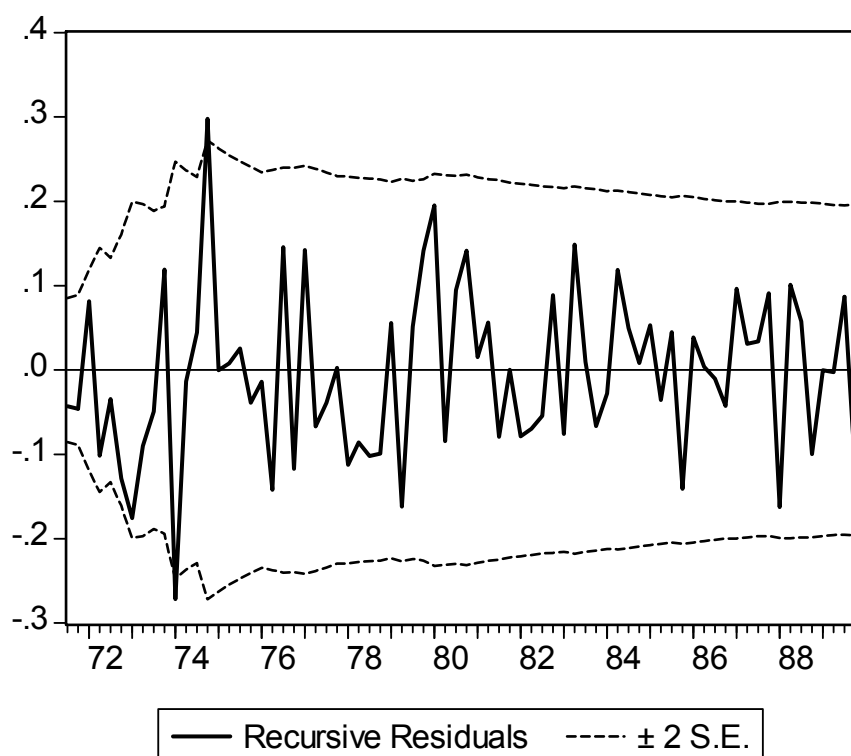


Gráfico 18: Test de estabilidad para el Modelo de Corrección de Errores para MCO-EG para el periodo 1990:1 - 2007:1

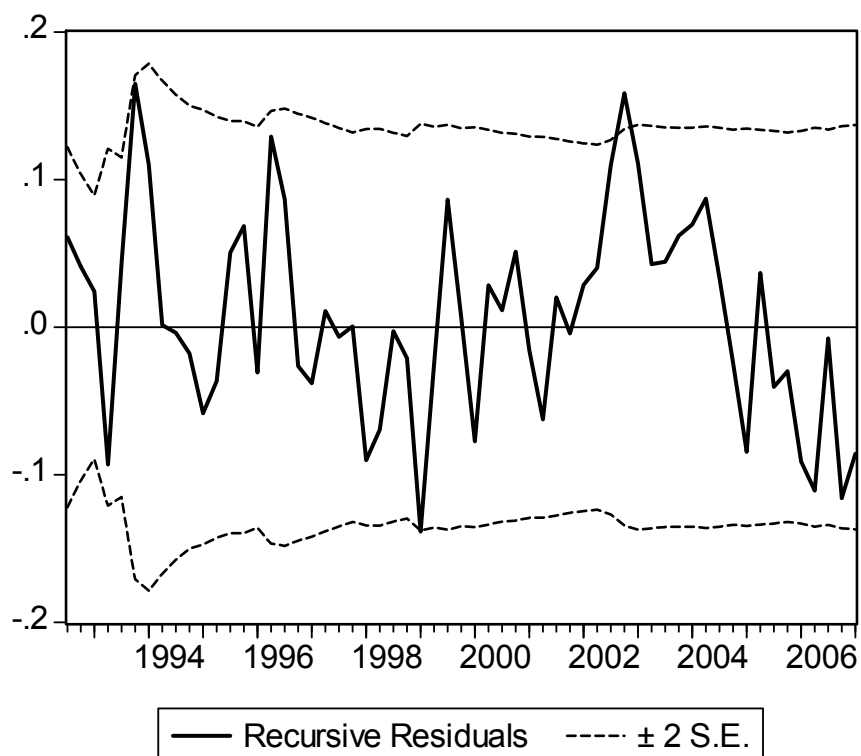


Gráfico 19: Test de estabilidad para el Modelo de Corrección de Errores para CM-JJ para el periodo 1990:1 - 2007:1

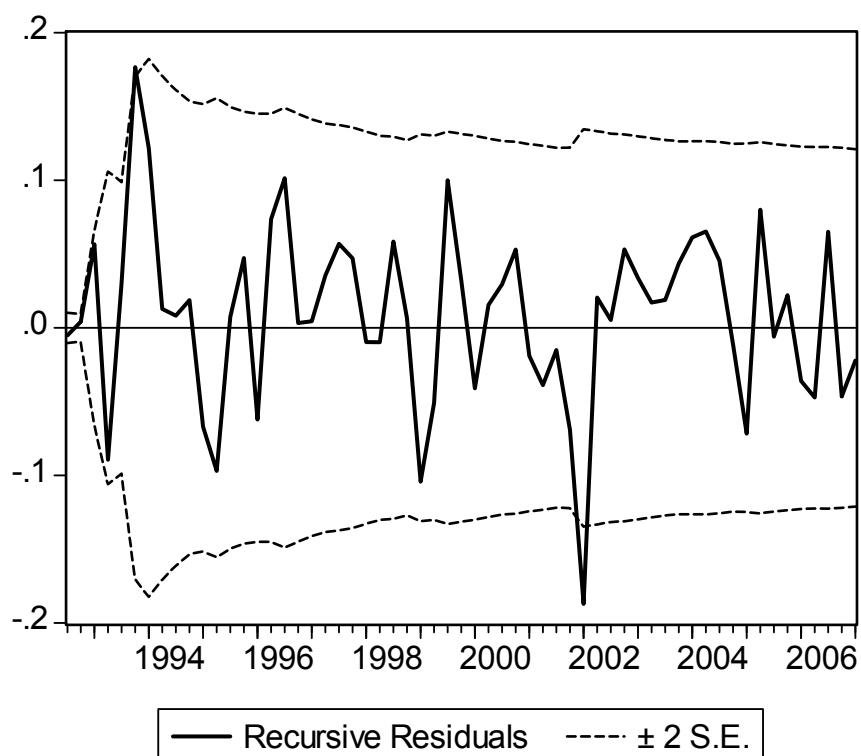


Gráfico 20: Test de estabilidad para el Modelo de Corrección de Errores para MCO-EG para el periodo 1993:1 - 2007:1

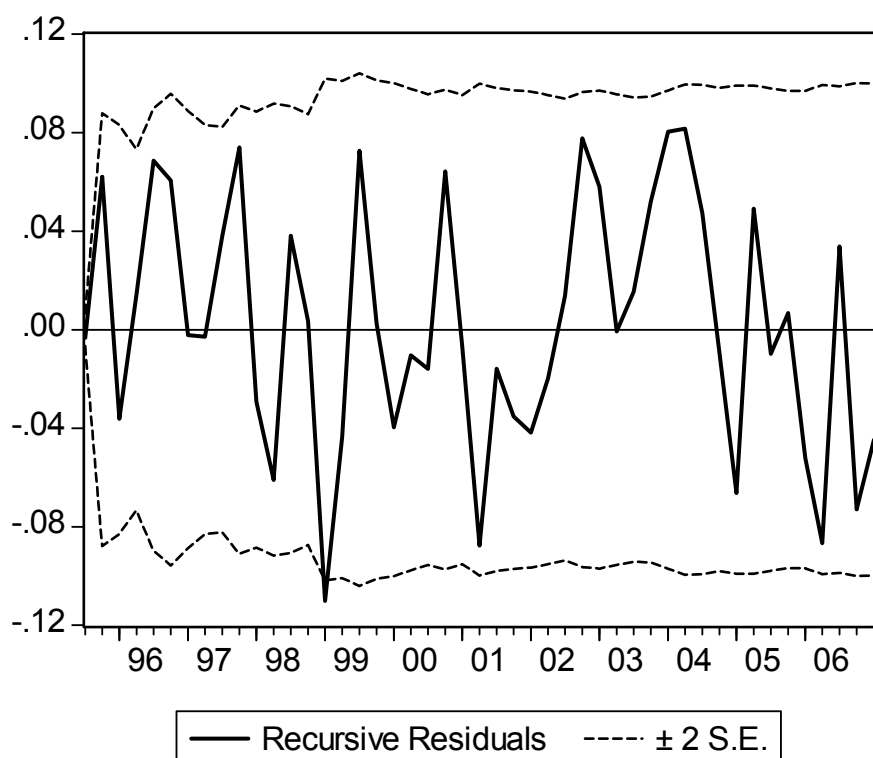
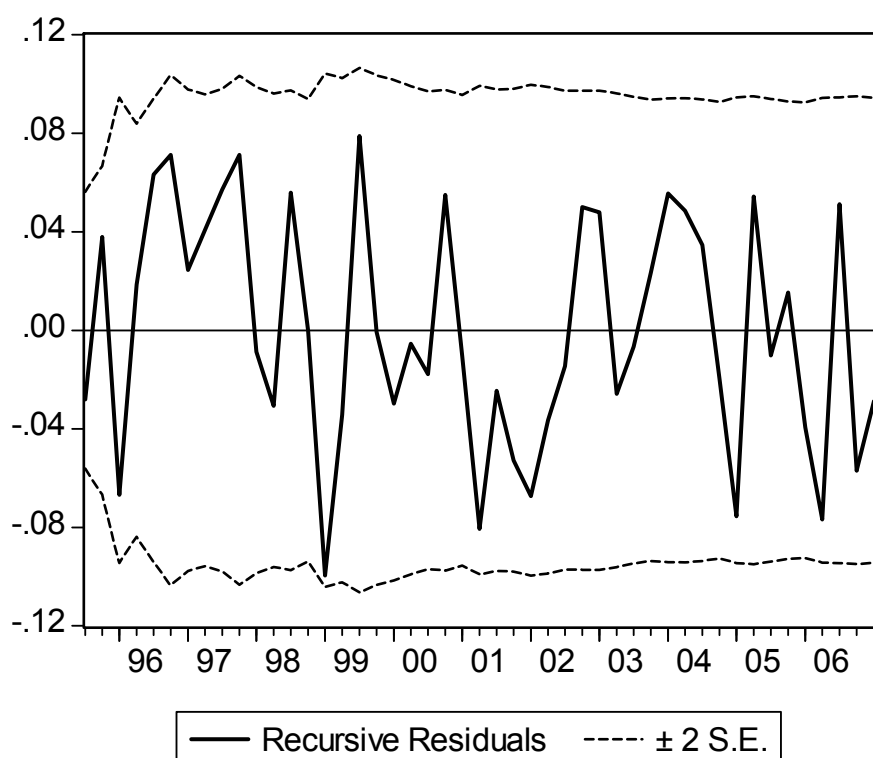


Gráfico 21: Test de estabilidad para el Modelo de Corrección de Errores para CM-JJ para el periodo 1993:1 - 2007:1



Conclusiones

Los resultados obtenidos en los test de estacionariedad, de quiebre estructural y de cointegración indicaron como métodos adecuados para la estimación de las elasticidades los de co-integración y corrección de errores de Engle & Granger (MCO-EG) y de Johansen & Juselius (CM-JJ).

Las elasticidades de largo plazo se muestran en el **Cuadro 12** abajo. Lo que primero llama la atención es la similitud de los valores obtenidos con dos métodos disímiles.

Cuadro 12: Elasticidades de largo plazo de la demanda de importaciones de Argentina		
Variable	Mínimos Cuadrados Ordinarios de Engle y Granger	Método de Cointegración de Johansen-Juselius
<i>Periodo 1970:1-2007:1</i>		
Ingreso	3,51	3,37
Tipo de Cambio	-0,37	-0,51
R ² Ajustado	0,94	
<i>Periodo 1970:1-1989:4</i>		
Ingreso	1,46	1,62
Tipo de Cambio	-0,4	-0,63
R ² Ajustado	0,62	
<i>Periodo 1990:1-2007:1</i>		
Ingreso	3,81	2,89
Tipo de Cambio	-0,44	-0,33
R ² Ajustado	0,95	
<i>Periodo 1993:1-2007:1</i>		
Ingreso	3,24	2,91
Tipo de Cambio	-0,38	-0,33
R ² Ajustado	0,93	
Fuente: Cuadro 8		

Es de destacar el alto valor de la elasticidad ingreso y el relativamente bajo valor de la elasticidad precio. De modo que el principal mecanismo de ajuste de la demanda de importaciones en la Argentina durante todo el período no fue el tipo de cambio sino, marcadamente, el nivel de actividad económica. Más aún, las elasticidades ingreso son notablemente mayores para el período que comenzó con el inicio del plan de convertibilidad de brusca apertura comercial y fuertes privatizaciones en 1990. De los tres ajustes, el más robusto es también el del último período, indicando que la elevada elasticidad ingreso de las importaciones no solo ha aumentado su valor respecto de 1970-1989 sino también su significatividad estadística en la explicación de los ajustes de comercio exterior. Más aún, la velocidad de ajuste de las importaciones hacia su valor de largo plazo medida por el Método de Corrección de Errores es bastante mayor a partir de 1990 (según ambas metodologías),

lo que indicaría que los agentes económicos han aprendido acerca del funcionamiento del modelo estructural y adaptado su comportamiento en consecuencia. De hecho, el valor negativo (aunque bajo) en la elasticidad ingreso de mediano plazo indicaría que los agentes reaccionan con una suerte de 'overshooting' importando con excesivo pesimismo en las recesiones y excesivo optimismo en el auge del ciclo del producto.

Los notablemente elevados valores de nuestras estimaciones para la elasticidad ingreso de la demanda de importaciones sugiere que la Argentina no está exenta de encontrar eventualmente en el futuro el clásico problema del estrangulamiento de su balance de pagos si el crecimiento de sus exportaciones no acompaña el elevado crecimiento de las importaciones.

Una posible continuación de este trabajo sería estimar con datos en panel las elasticidades ingreso y precio de las demandas de importaciones en un grupo de países de estructura económica similar a la de Argentina pero sin vinculación comercial directa como, por ejemplo, Australia.

Bibliografía

Braun, O., & Leonard, J. (1968) "A model of economic stagnation, a case study of the Argentine economy", *The Economic Journal*, 78, 868-887.

Catão, L., & Falcetti, E., (2002) "Determinants of Argentina's External Trade", *Journal of Applied Economics*, 5, 19-57.

Cline, W. (1989) *United States External Adjustment and the World Economy*. Washington, DC, Institute for International Economics.

Diamand, Marcelo (1972) "La estructura productiva desequilibrada argentina y el tipo de cambio", *Desarrollo Económico*, abril - junio

Diaz Alejandro, C. (1963) "A note on the impact of devaluation and the redistribution effect", *Journal of Political Economy*, 71, 577-580.

(1970) *Essays in the Economic History of the Argentine Republic*, Yale

Duarte, A.; J.L. Nicolini-Llosa & I. Payá (2007) "Estimating Argentina's import elasticities", Lancaster University Management School, *Working Paper nr. 2007/009* available at www.lums.lancs.ac.uk/publications.

Enders, Walter (2004) *Applied Econometric Time Series*; Segunda Edición; John Wiley & Sons; NY

Engle, R., & Granger, C. (1987) "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55, 251-277.

Ferrer, A. (1963) "Devaluación, redistribución del ingreso y el proceso de desarticulación industrial en Argentina", *Desarrollo Económico*, Enero-Marzo

Heymann, D., & Ramos, A., (2003) *La sustentabilidad macroeconómica de mediano plazo*, Mimeo, Economic Commission for Latin America, Buenos Aires.

Johansen, S. (1988) "Statistical Analysis of Co-integrating Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.

(1992) "Testing Weak Exogeneity and the Order of Cointegration in U. K. Money Demand Data", *Journal of Policy Modeling*, 14, 313-334.

Johnston, Jack and John Enrico DiNardo (1997) *Econometric Methods*; 4th Edition; McGraw-Hill; New York.

Juselius, K. (1992) "Domestic and Foreign Effects on Prices in an Open Economy: The Case of Denmark", *Journal of Policy Modeling*, 14, 404-428.

Nicolini Llosa, José Luis (2005); "Crecimiento cíclico y balance de pagos en Argentina 1950-2005"; *Anales de la Academia Nacional de Ciencias de Buenos Aires*.

Nicolini- Llosa, J.L. (2007) *Essays on Argentina's Growth Cycle and the World Economy*, PhD Thesis, Amsterdam University.

Olivera, J. (1924) *Desventajas que podría ocasionar a la República Argentina el retraso de su fomento industrial*, Primer Premio del Concurso del Diario Español, Editorial Figaro, Buenos Aires.