

LA INFLUENCIA REGIONAL SOBRE LA  
ECONOMÍA URUGUAYA – UN ANÁLISIS DE  
LOS ÚLTIMOS VEINTE AÑOS

Bibiana Lanzilotta  
Cecilia Llambí  
Gabriela Mordecki

Octubre 2003

INSTITUTO DE ECONOMIA  
Serie Documentos de Trabajo

DT 1/03

## **Resumen**<sup>1</sup>

El propósito del presente trabajo es estimar la influencia de Argentina y Brasil sobre la economía uruguaya. El período de análisis se extiende desde enero de 1980 hasta marzo de 2002, con la finalidad de incorporar en el estudio los impactos de los acontecimientos regionales más recientes.

El documento se organiza en dos partes. La primera investiga la existencia de relaciones de largo plazo entre los PBI regionales y en qué medida el nivel de actividad uruguayo queda determinado por los propios de Argentina y Brasil. La segunda parte busca estimar los canales comerciales de bienes a través de los cuales dicha relación se hace efectiva. Una vez analizadas las relaciones de largo plazo, se investiga la dinámica de corto plazo para observar el proceso de ajuste de las variables. La aproximación empírica se realiza a través de técnicas de cointegración y vectores autorregresivos con mecanismo de corrección de error (VECM).

Del estudio de las relaciones entre los PBI regionales se encontró que existe una relación de equilibrio de largo plazo entre las tres economías analizadas que se verifica entre las tasas de crecimiento de los respectivos productos. El modelo hallado especifica que la tasa de crecimiento del PBI uruguayo en el largo plazo se determina por la semisuma de las tasas de crecimiento de las economías vecinas, Argentina y Brasil. El canal comercial aparece como uno de los vínculos a través del cual los *shocks* regionales impactan sobre la economía uruguaya. La elasticidad de respuesta de las exportaciones uruguayas a las importaciones argentinas es similar a la de la competitividad y cercana a la unidad. A su vez, la elasticidad de respuesta a la demanda de bienes importados de Brasil es muy alta y significativamente superior al nivel de competitividad bilateral con ese país.

---

1. Este trabajo fue realizado en el marco del proyecto de investigación de CSIC, coordinado por Fernando Antía y Adrián Fernández, "Modelización y predicción de las principales variables macroeconómicas: impactos regionales, nivel de actividad, mercado de trabajo y precios", del Área de Coyuntura Económica del Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, UdelaR. Las autoras agradecen los valiosos comentarios y sugerencias de Fernando Lorenzo, Silvia Rodríguez, Dante Amengual y Germán Cubas. [bibiana@iecon.ccee.edu.uy](mailto:bibiana@iecon.ccee.edu.uy), [cecilia@iecon.ccee.edu.uy](mailto:cecilia@iecon.ccee.edu.uy), [gabriela@iecon.ccee.edu.uy](mailto:gabriela@iecon.ccee.edu.uy).

## **Indice**

I. Introducción .....	4
II. Antecedentes .....	6
III. Marco de análisis .....	8
IV. Metodología econométrica: método de Cointegración Johansen.....	10
V. Análisis empírico .....	12
V.1 Análisis de los impactos regionales sobre el PBI uruguayo.....	12
V.1.1 Series y fuentes de información .....	12
V.1.2 Análisis de raíces unitarias regulares y estacionales.....	13
V.1.3 Relaciones de equilibrio de largo plazo .....	15
V.1.3 Dinámica de corto plazo .....	19
V.1.4 Simulación de impulso respuesta.....	20
V.1.5 Predicciones .....	23
V.2 Impacto regional sobre las exportaciones uruguayas .....	25
V.2.1 Definición y descripción de las series utilizadas .....	25
V.2.2 Relaciones de equilibrio de largo plazo .....	29
V.2.3 Proyecciones .....	33
VI. Comentarios finales.....	35
Referencias Bibliográficas.....	37
Anexo econométrico.....	39
A.1. Efectos de la región sobre el PBI uruguayo .....	39
A.2. Estudio de los canales comerciales .....	49
A.2.1 Determinantes de las exportaciones uruguayas a Argentina.....	49
A.2.2 Determinantes de las exportaciones uruguayas a Brasil .....	64

## I. INTRODUCCIÓN

La incorporación del análisis regional a la coyuntura nacional tiene como objetivo revelar de qué forma la evolución de las economías de los países de la región –Argentina y Brasil– incide en la propia del país, en tanto éstas poseen un alto grado de interacción. No es preciso señalar el interés de investigar dicha interrelación, particularmente en un período en el que las economías de nuestros vecinos vienen experimentando importantes transformaciones e inestabilidades.

La importancia de la evolución de las economías de la región, Argentina y Brasil, sobre la uruguaya ha sido creciente en los últimos años. La aplicación de planes de estabilización con ancla cambiaria en los tres países en la última década ha potenciado este efecto. La creciente integración comercial, tanto a través de la ampliación del PEC (Protocolo de Expansión Comercial con Brasil) y el CAUCE (Convenio Argentina-Uruguay de Cooperación Económica) como con la firma del Mercosur en 1991, crearon lazos comerciales que incrementaron en forma sustancial el comercio de Uruguay con sus vecinos.

	<b>Argentina</b>	<b>Brasil</b>	<b>Resto del mundo</b>
1980	12,6	16,8	70,6
1985	7,4	16,8	75,8
1990	4,8	29,6	65,5
1992	19,3	16,6	64,1
1995	12,7	33,2	54,1
1996	11,3	34,7	54,0
1997	13,0	34,5	52,5
1998	18,6	33,8	47,6
1999	16,5	24,9	58,6
2000	17,9	23,1	58,9
2001	15,4	21,3	63,3

Fuente: BCU

Las políticas monetarias basadas en anclas cambiarias con el objetivo de combatir la inflación que practicaron los tres países implicaron que los tipos de cambio reales de los tres tendieran a converger durante gran parte de la década de los 90. El posterior abandono de estas políticas, primero por Brasil en 1999, luego por Argentina a principios de 2002 y, por último, por Uruguay a mediados de 2002, muestra ineludiblemente la fuerte interrelación que existe entre los tres países. Sin embargo, Uruguay, por ser el más pequeño de los tres es, en definitiva, el más sensible a los cambios en las políticas de sus vecinos.

Para poder entender y realizar predicciones sobre la evolución de la actividad en Uruguay, resulta entonces de suma importancia profundizar el conocimiento acerca de los impactos provenientes de las economías regionales. El presente trabajo se plantea como objetivo analizar los impactos provenientes de Argentina y Brasil sobre la evolución de la actividad en Uruguay, desde dos ópticas: por un lado se estudian las relaciones entre los PBI de las

tres economías y, por otro, se investiga sobre el canal comercial, midiendo el impacto de la demanda regional y de los precios bilaterales sobre las exportaciones uruguayas de bienes destinadas a estos dos países.

El trabajo se organiza de la siguiente forma. En el capítulo II se revisan los antecedentes sobre el tema. En el capítulo III se presenta el marco de análisis que sirve como punto de partida del estudio. En el IV se realiza una breve exposición de la metodología utilizada y en el V se presenta el análisis empírico. Por último, en el capítulo VI se anotan algunos comentarios finales. En el Anexo se incluyen las salidas de las estimaciones realizadas.

## II. ANTECEDENTES

La influencia regional sobre la economía uruguaya ha sido abordada desde diversos ángulos y aproximaciones metodológicas. Desde la óptica de la evaluación de los impactos de *shocks* regionales sobre una economía pequeña como la uruguaya, los estudios abordan el tema básicamente a través de modelos tipo VAR (Vectores autorregresivos), que sólo manejan información contenida en la muestra y no imponen restricciones *a priori* basadas en la teoría económica. Desde otra perspectiva, algunos trabajos analizan la correlación entre los ciclos de actividad económica, en el marco de la teoría de la convergencia, o con el objetivo de detectar regularidades cíclicas que permitan anticipar la evolución del ciclo uruguayo.

En Favaro y Sapelli (1986) se realiza un análisis conjunto por medio de VAR y se intenta encontrar las regularidades empíricas que permitan formular hipótesis sobre la influencia externa en los ciclos de la actividad económica uruguaya. En dicho estudio, que abarca el período 1943-1975, encuentran que las variables externas han tenido enorme importancia (en particular los tipos de cambio reales bilaterales) y que el grado de apertura comercial está positivamente asociado con el PBI.

Saráchaga *et al.* (1986) investigan los efectos de la integración entre Argentina y Uruguay. Estiman, usando datos trimestrales, un modelo de determinación del flujo de exportaciones uruguayas para el período 1978-1985. En éste incluyen variables como la producción manufacturera argentina y el tipo de cambio real bilateral. De su investigación deducen que el nivel de actividad argentino tiene un papel decisivo como determinante del flujo de compras al Uruguay, y que el efecto se verifica contemporáneamente, aunque también identifican un retardo de primer orden significativo.

Con el fin de comprender el mecanismo de transmisión de los *shocks* regionales, Masoller (1998) trabaja en base a un modelo sencillo en el que introduce una demanda regional para los bienes que de otro modo serían no transables, cuyos precios se ajustan lentamente. Utiliza la metodología cuasi-Var para la cuantificación de la importancia de estos *shocks* y para el estudio del proceso de ajuste de dos variables macroeconómicas clave: PBI y precios relativos (aproximados por los precios al consumidor medidos en términos en dólares). Los resultados a los cuales arriba indican que durante el período 1974-1997, la importancia de los *shocks* regionales para la economía uruguaya fue variando considerablemente. Se encontró que un *shock* regional favorable expande la producción doméstica, causa inflación y conduce a una apreciación del tipo de cambio real.

Cuadrado y Queijo (2001), con el fin de evaluar diversos métodos cuantitativos para la predicción del PBI uruguayo, estimaron, entre otros, modelos VAR donde incluyeron, además del PBI, otras variables de entorno (PBI de Brasil y Argentina y tipo de cambio real bilateral con ambos países). Encontraron que entre el conjunto de modelos estimados este tipo de representación fue la que presentó el mejor desempeño predictivo. A partir de ello concluyeron que la consideración de las variables de entorno macroeconómico nacional y regional resultan valiosas para la predicción del PBI uruguayo.

Desde la óptica de las relaciones entre los ciclos económicos de Argentina, Brasil y Uruguay se encuentran los trabajos de Bértola y Lorenzo (2000) y Kamil y Lorenzo (1998). En el primero se estiman los componentes cíclicos de los PBI *per cápita* de los tres países utilizando datos anuales, y se analizan las correlaciones cruzadas entre ellos. El análisis abarca un período extenso (1875-1988), que dividen en cuatro subperíodos. Encuentran que los ciclos de las tres economías están positivamente correlacionados y que las correlaciones cruzadas más elevadas se detectan entre los componentes cíclicos de Argentina y Uruguay (en forma contemporánea), y que los ciclos de Argentina y Brasil, aunque en la totalidad del período se encuentran relacionados, son los que presentan correlaciones cruzadas más bajas. Del análisis de las correlaciones correspondientes a Brasil y Uruguay se aprecia que las fluctuaciones cíclicas brasileñas tienden a adelantar en un año a las uruguayas.

Por su parte, Kamil y Lorenzo estudian (utilizando datos trimestrales) la relación entre los componentes cíclicos del PBI uruguayo (para el período 1975-1998) y una serie de variables de Argentina y Brasil: PBI, importaciones y tipo de cambio real bilateral. Los resultados obtenidos confirman que la magnitud de las oscilaciones cíclicas observadas en una economía pequeña y abierta como Uruguay está muy relacionada con los *shocks* externos, en especial con los provenientes del ámbito regional. Con Argentina, encuentran que los ciclos en el PBI están positivamente correlacionados con el ciclo de referencia de la economía uruguaya y tiende a anticiparlo tres trimestres, y que la correlación es aun más fuerte con las importaciones argentinas, que adelantan al ciclo del PBI uruguayo muy rápidamente (un trimestre). Las correlaciones cruzadas positivas respecto del PBI brasileño son superiores a las encontradas con el argentino (y adelantan en tres trimestres al uruguayo), lo que significa que los productos están muy sincronizados y a su vez anticipan en mayor medida que el argentino las fluctuaciones macroeconómicas uruguayas.

Por último, Bucacos (2001) con el fin de analizar los mecanismos de transmisión entre los ciclos económicos, analiza la correlación cruzada y la causalidad entre los ciclos de consumo argentino, PBI argentino y PBI brasileño con el PBI uruguayo, para el período 1976 – 2000. Encuentra que las variables macroeconómicas argentinas son procíclicas, en tanto que el PBI brasileño es sorprendentemente contracíclico respecto del PBI uruguayo.

### III. MARCO DE ANÁLISIS

El propósito de analizar las eventuales similitudes y diferencias entre las evoluciones de las economías de la región, supone investigar acerca del grado de homogeneidad de sus trayectorias de largo plazo. Para ello resulta apropiada la utilización de las técnicas multivariantes de cointegración desarrolladas por Johansen. Esta técnica permite detectar empíricamente la existencia de relaciones de equilibrio de largo plazo, llamadas relaciones de cointegración, entre las  $n$  variables de interés. La técnica de Johansen permite determinar la existencia de  $r$  relaciones de cointegración, o lo que es equivalente, la existencia de  $n-r$  tendencias comunes entre las  $n$  series.

En función de las consideraciones anteriores acerca de la posible homogeneidad entre las evoluciones de las economías de Argentina, Brasil y Uruguay especialmente luego de la integración a partir de los 90, se esperaría encontrar al menos una relación de largo plazo entre la evolución de los PBI de los tres países. En el caso de encontrarse dos relaciones de cointegración ello estaría indicando que existe una única tendencia (estocástica) que determina el comportamiento de largo plazo de cada una de las series. Si se encontrara que entre las tres series consideradas existe una única relación de cointegración, dos tendencias estocásticas determinarían el comportamiento de largo plazo de las tasas de crecimiento de estos tres PBIs. Si la conclusión fuera que no existe ninguna relación de cointegración, entonces, el crecimiento de cada uno de los PBI estaría determinado por una tendencia de largo plazo distinta e independiente de las otras.

Por último, si los PBIs de Argentina y Brasil pueden considerarse como exógenos en la relación de largo plazo, esto es, dichas variables no se determinan en la dinámica de la relación de cointegración encontrada, entonces se estaría concluyendo que las mismas determinan el crecimiento del PIB de la economía uruguaya en el largo plazo.

Por lo tanto, la relación de largo plazo que se pretende estimar es la siguiente:

$$\Delta Pbiur_t = \alpha + \beta .\Delta Pbiar_t + \gamma .\Delta Pbibr_t \quad (III.1)$$

donde  $\Delta Pbiur$  representará la primera diferencia del PBI uruguayo, y, análogamente,  $\Delta Pbiar$  y  $\Delta Pbibr$ , las primeras diferencias de los PBI de Argentina y Brasil.<sup>2</sup>

En lo que refiere al análisis de los canales comerciales de bienes, mediante la técnica de cointegración se podrá establecer de qué forma las exportaciones uruguayas son determinadas por la demanda argentina y brasileña y los tipos de cambio reales. Mediante la técnica de cointegración se estaría estimando, entonces, ecuaciones de demanda tradicionales.

$$EA_t = \alpha + \beta .IA + \gamma .TA_t \quad (III.2)$$

$$EB_t = \alpha + \beta .IB + \gamma .TB_t \quad (III.3)$$

---

2. Como se verá más adelante, se toman las variables en su transformación logarítmica.

La ecuación (III.2) configura la ecuación de demanda de las exportaciones hacia Argentina y la (III.3) hacia Brasil.  $E$  representa a las exportaciones uruguayas,  $I$  las importaciones de uno u otro país y  $T$  el tipo de cambio real respecto de Argentina o Brasil.

Dado que se trabajará con los logaritmos de las series, los coeficientes de las variables de demanda externa y de precios (tipo de cambio real) representan la elasticidad ingreso y precios de las exportaciones uruguayas. Se debe tener en cuenta que el “precio” utilizado (tipo de cambio real) dada su forma de construcción (la que se comenta en el apartado V.2), representa el inverso de los precios: un aumento del TCR implicaría una mayor competitividad y una disminución de los precios relativos. Así, los signos esperables de dichas ecuaciones de demanda son los habituales, positivos en el caso de ambas variables (las que representan la demanda no nacional y los precios).

#### IV. METODOLOGÍA ECONOMÉTRICA: MÉTODO DE COINTEGRACIÓN JOHANSEN

El análisis de cointegración parte de la especificación de un modelo vectorial autorregresivo con mecanismo de corrección del error (VECM) para un vector de variables endógenas.

$$\Delta X_{it} = A_1 \Delta X_{it-1} + \dots + A_k \Delta X_{it-k+1} + \Pi X_{it-k} + \mu + \Gamma D_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (\text{IV.1})$$

donde  $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$

$\mu$  es un vector de constantes y

$D_t$  contiene un conjunto de dummies (estacionales e intervenciones).

La información sobre las relaciones de largo plazo está contenida en la matriz  $\Pi = \alpha \beta'$ .  $\beta$  es el vector de coeficientes de las relaciones de equilibrio existentes, y  $\alpha$  es el vector de coeficientes del mecanismo de ajuste al largo plazo. En función de la identificación del rango de la matriz  $\Pi$ , se determina el número de relaciones de cointegración que existen entre las variables.

El análisis de cointegración implicó realizar contrastes de exclusión (test de significación de los  $\beta$ ) con el fin de evaluar qué variables integran las posibles relaciones de equilibrio, y tests de exogeneidad para determinar cuáles variables son exógenas en dichas relaciones. Para esto último se realizaron los contrastes de exogeneidad débil (a fin de determinar cuáles variables no reaccionan ante desviaciones de las relaciones de largo plazo) y fuerte (analizando, además, la causalidad en el sentido de Granger).

El contraste de *exogeneidad débil* en el sistema completo implica analizar la significación de los  $\alpha$  y se realiza a partir del estadístico de razón de verosimilitud entre el modelo restringido y no restringido.

$$H_j : \alpha_{ij} = 0, \quad j = 1, \dots, r \quad (\text{IV.2})$$

En casos en que existen múltiples relaciones de cointegración, es posible que una variable sea exógena con relación a los parámetros de una relación de cointegración y no lo sea respecto a los de otras. Esto es así porque las condiciones de exogeneidad débil se definen con relación a un determinado vector de cointegración y no respecto al sistema completo. En el caso de una relación de cointegración, la pertinencia de la validez de un modelo uniecuacional con un mecanismo de corrección del error depende de que  $n-1$  variables del sistema sean débilmente exógenas a los efectos de la relación de cointegración considerada.

En algunos casos, es necesario analizar la pertinencia de determinadas restricciones sobre los parámetros correspondientes a las distintas relaciones de cointegración, como por ejemplo:

$$\beta_{1j} = \beta_{2j}, \text{ o sea una restricción de homogeneidad.} \quad (\text{IV.3})$$

Una vez estudiada la relación de largo plazo, se procedió al análisis de la dinámica de corto plazo, que pone en evidencia los mecanismos de ajuste de las distintas variables hacia el equilibrio de largo plazo. La dinámica de corto plazo se expresa a través de las matrices  $A_i$  de la ecuación (IV.1).

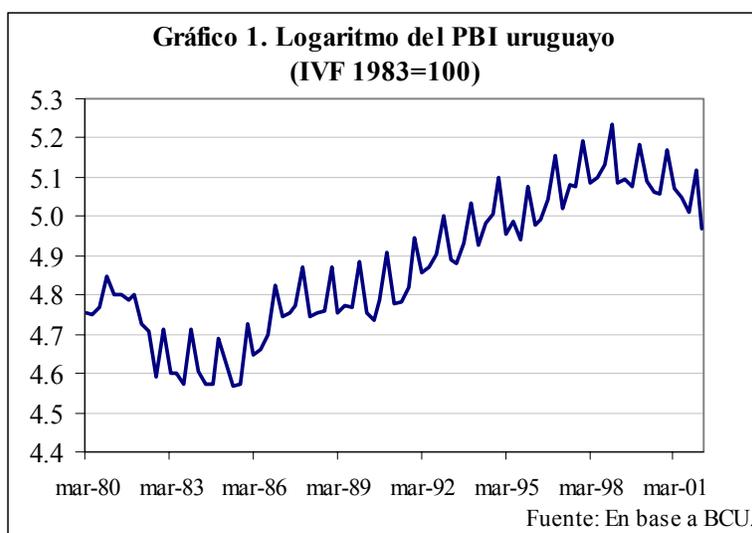
## V. ANÁLISIS EMPÍRICO

Este apartado se divide en dos secciones. En la primera se investiga acerca de la existencia de relaciones de largo plazo entre los PBI regionales y en qué medida el nivel de actividad uruguayo queda determinado por los propios de Argentina y Brasil. En la segunda sección, se aborda el tema de los canales comerciales de bienes a través de los cuales dicha relación se hace efectiva.

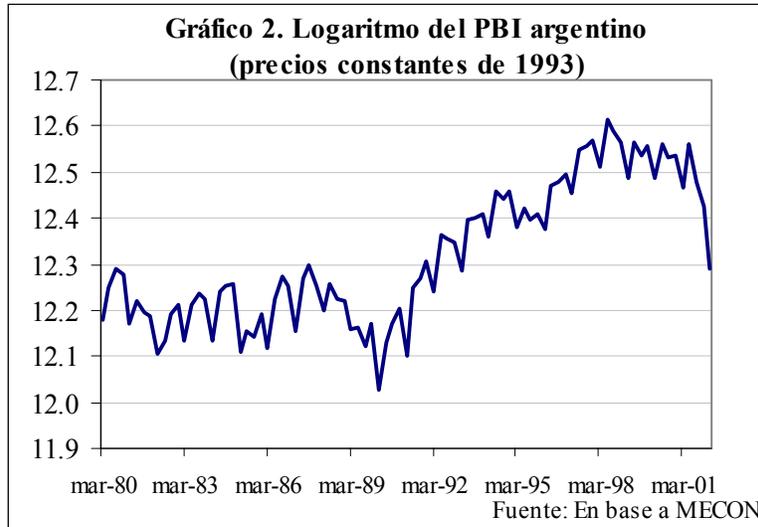
### V.1 Análisis de los impactos regionales sobre el PBI uruguayo

#### V.1.1 Series y fuentes de información

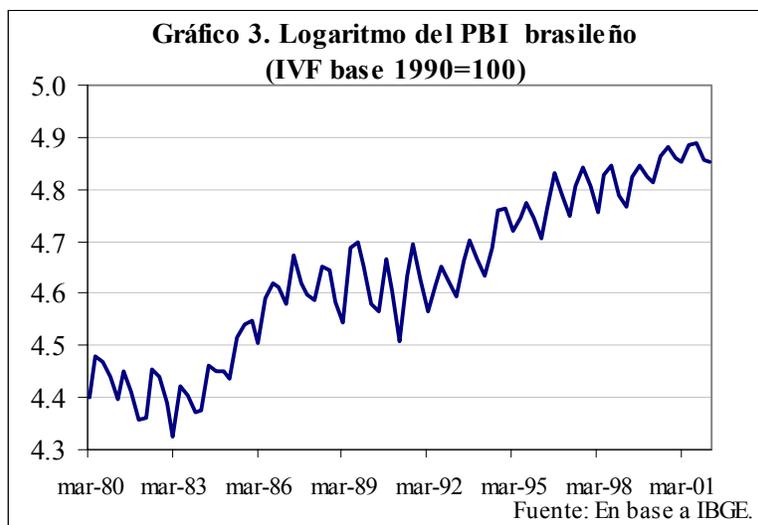
Se utilizaron series trimestrales del PBI de Argentina, Brasil y Uruguay, y en todos los casos se trabajó con la transformación logarítmica de las variables.



En el caso de Uruguay se trabajó con índice de volumen físico (con base 1983=100), elaborado por el Banco Central del Uruguay (BCU), para el período 1975-2002.



Para Argentina y Brasil se optó por trabajar con las series trimestrales de producto desde 1980 hasta 2002.



La fuente estadística del primero fue el Ministerio de Economía de Argentina (MECON) y tiene como base el año 1993. Por su parte, la fuente del PBI brasileño es el Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), y su base es el año 1990.

### *V.1.2 Análisis de raíces unitarias regulares y estacionales*

Se realizó el análisis de raíces unitarias regulares y estacionales de las tres series con el fin de establecer la transformación estacionaria adecuada para cada una de ellas. Los tests de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) indicaron en todos los casos la existencia de una raíz unitaria regular en niveles. A su vez, para Argentina y Brasil se encontró una segunda raíz (cuando se realizó el ADF en diferencias), en tanto que para Uruguay los resultados fueron

ambiguos, dependiendo del nivel de exigencia del test. Los resultados se presentan a continuación.

<b>Cuadro 2. Test de raíz unitaria</b>					
<b>Dickey - Fuller Aumentado (ADF)</b>					
<b>HO = Existencia de raíz unitaria</b>					
	Valor del estadístico en niveles	Rech. Ho Al 95%	Valor del estadístico primera diferencia	Rech Al 95%	Ho Al 99%
<i>PBI uruguayo (LogPBIUR)</i>	-1,763 (9 lags, con cte)	no	-2,043 (8 lags, sin cte. ni tend)	Sí	no
<i>PBI argentino (LogPBIAR)</i>	1,509 (10 lags, con cte)	no	-1,517 (11 lags, sin cte ni tend)	no	no
<i>PBI brasileño (LogPBI BR)</i>	3,187 (3 lags, con cte)	no	-1,901 (7 lags, sin cte ni tend)	no	no

El número de lags se determinó según el criterio AIC.

Por otro lado, los correlogramas de las primeras diferencias de todas las series sugerían la no estacionariedad de las mismas, y en particular, la existencia de alguna raíz de tipo estacional. Con el fin de evaluar la presencia de raíces unitarias estacionales se utilizó el test de HEGY<sup>3</sup> en cada una de las series. Para evaluar la existencia de estacionalidad no estacionaria es preciso verificar, para el caso de series trimestrales, la presencia de cuatro raíces unitarias: una no estacional o regular (frecuencia 0), otra de frecuencia semianual y dos raíces complejas conjugadas que implican una raíz unitaria de frecuencia anual. En términos del operador de retardos, debe verificarse que para pasar de la variable original, con estacionalidad no estacionaria, a una variable estacionaria, es necesario aplicar una diferenciación del tipo

$$(1-L^4) X_t = X_t - X_{t-4} \quad (V.1)$$

donde

$$(1-L^4) = (1-L)(1+L)(1-iL)(1+iL) \quad (V.2)$$

La primera raíz está relacionada con el nivel de la serie, mientras que las otras raíces se vinculan con las oscilaciones estacionales de dicho nivel.

En el caso del PBI uruguayo se rechaza la hipótesis de la existencia de las raíces complejas, no así la de frecuencia semianual. Alternativamente no se rechaza la presencia de dos raíces unitarias regulares al 99%, ni la presencia de estacionalidad determinística. Para el PBI argentino y brasileño se encontraron raíces estacionales<sup>4</sup>.

3. Hylleberg, Engle, Granger y Yoo (1990).

4. Estos resultados coinciden con los de IBGE (2001) y Botargues y Pecar (2001).

**Cuadro 3. Test de raíces estacionales (HEGY)**

$$(1-L^4) = (1-L)(1+L)(1-iL)(1+iL)$$

	HO = Existencia de raíz unitaria			H0 seas=0
	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\gamma_3, \gamma_4$	Seas2, Seas3, Seas4
<i>PBI uruguayo (LogPBIUR)</i>	t = -1,155	T = -2,343	F = 15,68	F = 8,96
Rech. H0 al 95%	No	No	Si	Si
$\Delta \log PBI_{uruguayo}$	t = -3,335			
Rech. H0 al 99%	No			
Rech. H0 al 95%	Si			

t = valor del estadístico.

### V.1.3 Relaciones de equilibrio de largo plazo

A los efectos de determinar el número de tendencias subyacentes que existen entre las tres series, se estudió la existencia de relaciones de equilibrio de largo plazo entre los tres PBI regionales. En el caso de que no se encontrara ninguna relación de cointegración, se podría deducir que existen tres tendencias (estocásticas) implícitas que determinan el comportamiento de largo plazo de las series. Si se hallara una relación de cointegración, significaría que hay dos tendencias, y que se encuentren dos relaciones de cointegración entre las tres series estaría indicando que existe una trayectoria de largo plazo relevante entre las series.

Del análisis de los test Dickey Fuller y HEGY presentados en el apartado anterior, surge que no es posible descartar al 5% que los PBI argentino y brasileño sean integrados de orden 2 ( $I(2)$ ). Tampoco se puede rechazar al 1% que el PBI uruguayo sea integrado de orden 2 ( $I(2)$ ). Es así, que se tomaron las primeras diferencias de las transformaciones logarítmicas de los PBI para obtener series  $I(1)$ . De esta manera, se investigó la existencia de relaciones de cointegración entre *las tasas de crecimiento* de los PBI de Argentina, Brasil y Uruguay, utilizando la metodología de Johansen.

Cabe mencionar que del propio test de cointegración de Johansen puede extraerse información acerca de los órdenes de integración de las series. De hecho, en la práctica es común utilizar el test de cointegración para analizar la existencia de raíces unitarias, dado de que los tests de raíz unitaria son de baja potencia.

Cuando en la aplicación del test de cointegración de Johansen se incluyen series estacionarias, el rango de cointegración se incrementa, y alguno de los vectores de cointegración puede contener sólo una variable ( $I(0)$ ). Esto es así dado que testear la cointegración significa, en la metodología de Johansen, encontrar el número de columnas linealmente independientes en la matriz  $\Pi$  especificada en el apartado anterior. Como a la vez, cada variable  $I(0)$  conforma una relación de cointegración por sí misma y por tanto, forma una columna linealmente independiente en  $\Pi$ , ello implica que se incrementa el rango de cointegración. En términos de este trabajo, de ser la variable  $\Delta(\log PBIUR)$ ,  $I(0)$ , (es

decir, de ser la variable *LogPBIUR I(1)* y no *I(2)*) debería encontrarse un vector de cointegración formado solamente por esta variable. Ello no sucede, tal como se verá en el apartado siguiente, lo que refuerza la opción de tratar al PBI uruguayo como una variable *I(2)*.

### Test de Johansen

Se utilizó la metodología de Johansen para investigar la existencia de relaciones de cointegración, es decir la existencia de relaciones de equilibrio de largo plazo entre las variables.

El vector de variables endógenas  $y_t$  es el siguiente:

$$y_t = [d(lpbiur), d(lpbiar), d(lpbiibr)] \quad (V.3)$$

En la especificación utilizada para realizar el Test de Johansen se incluyó un término constante y en forma irrestricta variables *dummies* estacionales centradas e intervenciones correspondientes a acontecimientos anómalos<sup>5</sup> y al efecto pascua.

El resultado de las estimaciones se presenta en cuadro que sigue:

**Cuadro 4. Resultados de estimación de vectores de cointegración (procedimiento de Johansen) entre los PBI regionales**

Vectores de cointegración normalizados	Variables				Autovalor	Estadístico de Razón de Verosimilitud
	DLPBIur	DLPBIar	DLPBIbr	Constante		
(H0: r=0) 1	1	-0.54004	-0.84519	0.001282	0.331063	27.34**
(H0: r<=1) 2	-0.92567	1	-2.7216	0.02035	0.176209	13.18
(H0: r<=2) 3	7.0201	20.729	1	-0.10450	0.136332	9.97

(\*\*) Significativo al 1%. De acuerdo al criterio Akaike (AIC), se eligió 5 retardos para la estimación del modelo.

En las filas se presentan los coeficientes de cointegración “normalizados”. En las dos últimas columnas se presentan los estadísticos correspondientes a cada uno de los tres vectores de cointegración estimados. Puede apreciarse que no es posible rechazar la hipótesis nula de existencia de una relación de cointegración al 99% de confianza, lo que está indicando que las trayectorias de largo plazo de las tres series consideradas en este trabajo son explicadas por dos tendencias de largo plazo.

### Contrastes de exclusión

Se realizaron los contrastes de exclusión de las variables sobre el vector de cointegración (sobre los  $\beta$  de la matriz  $\Pi$ ), para determinar si una variable está ausente de la relación de largo plazo, o sea, que el comportamiento de largo plazo del sistema no depende de esa

5. Se identificaron tres cambios de nivel (*level shifts*) en las siguientes fechas: IV trimestre de 1981, III trimestre de 1982, III trimestre de 2001, y un *outlier* modelizado a través de un cambio transitorio en el III trimestre de 1995 (véase Lanzilotta y Llambí, 2003).

variable. El resultado fue que los coeficientes  $\beta$  correspondientes a todas las variables eran estadísticamente distintos de 0. También se testeó la significación de la constante y no se rechazó la hipótesis de que fuera nula.

<b>Cuadro 5. Contrastes de exclusión (H0: <math>\beta = 0</math>)</b>		
<b>Variable</b>	<b>Valor del estadístico</b>	<b>Rech H0 al 99%</b>
DLPBIur	LR-test, rank=1: $\text{Chi}^2(1) = 15.425 [0.0001]$ **	Sí
DLPBIar	LR-test, rank=1: $\text{Chi}^2(1) = 7.1907 [0.0073]$ **	Sí
DLPBIbr	LR-test, rank=1: $\text{Chi}^2(1) = 7.7321 [0.0054]$ **	Sí
Constante	LR-test, rank=1: $\text{Chi}^2(3) = 6.1187 [0.1060]$	No
(**) Significativo al 1%		

### **Exogeneidad**

#### *a) Contrastes de exogeneidad débil*

Se investigó la exogeneidad de las variables. Para ello, en primer lugar, se realizaron los contrastes de exogeneidad débil, testeando si los  $\alpha$  de la matriz de cointegración resultaban significativamente distintos de 0. Si una variable es débilmente exógena, entonces ésta no reacciona ante desviaciones de las relaciones de largo plazo, es decir, no se ajusta endógenamente dentro de la relación de equilibrio.

Tanto el PBI brasileño como el argentino resultaron débilmente exógenas, no así el PBI uruguayo.

<b>Cuadro 6. Contrastes de exogeneidad débil (H0: <math>\alpha = 0</math>)</b>		
<b>Variable</b>	<b>Valor del estadístico</b>	<b>Rech H0 al 99%</b>
<i>DLPBIur</i>	LR-test, rank=1: $\text{Chi}^2(1) = 12.777 [0.0004]$ **	Sí
<i>DLPBIar</i>	LR-test, rank=1: $\text{Chi}^2(1) = 0.21784 [0.6407]$	No
<i>DLPBIbr</i>	LR-test, rank=1: $\text{Chi}^2(1) = 2.5273 [0.1119]$	No
<i>DLPBIar</i> <i>DLPBIbr</i>	LR-test, rank=1: $\text{Chi}^2(2) = 2.7272 [0.2557]$	No
(**) Significativo al 1%		

#### *b) Exogeneidad fuerte*

La condición de exogeneidad fuerte de una variable, necesaria para realizar predicciones, requiere que se cumpla, además de la exogeneidad débil, que los valores pasados de la variable no dependan de la variable endógena (*dlpbiur*). Es decir, que no exista retroalimentación entre las variables explicativas y la explicada.

A estos efectos se efectuaron los contrastes de causalidad de Granger. Los resultados se presentan en el cuadro que sigue:

<b>Cuadro 7. Granger Causality Tests</b>			
Sample: 1980:1 2002:1			
Lags: 12			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
D(LPBIUR) does not Granger Cause D(LPBIAR)		1.22300	0.29375
D(LPBIUR) does not Granger Cause D(LPBI BR)		0.74876	0.69786

Del cuadro se desprende que  $d(lpbiar)$  y  $d(lpbi br)$  no son causadas en el sentido de Granger por  $d(lpbiur)$  con lo cual, adicionado a la condición de exogeneidad débil, se puede concluir que ambas variables son fuertemente exógenas.

### *Contraste de homogeneidad*

Una vez testeada la exogeneidad se reestimó la ecuación de cointegración imponiendo las restricciones de exogeneidad de las variables de Argentina y Brasil. La relación de largo plazo estimada fue la siguiente:

$$d(lpbiur)_t = 0,44598.d(lpbiar)_t + 0,45122.d(lpbi br)_t + 0,001557 \quad (V.4)$$

Dada la similitud observada de los coeficientes de las variables regionales, se realizó el contraste de homogeneidad sobre los  $\beta$  correspondientes, no rechazándose la hipótesis de que éstos fueran iguales.

<b>Cuadro 8. Contraste de homogeneidad (H0: <math>\beta</math> DLPBIar = <math>\beta</math> DLPBIbr)</b>		
con la restricción de $\alpha$ DLPBIar = $\alpha$ DLPBIbr = 0		
Variables	Valor del estadístico	Rech H0 al 99%
DLPBIar, DLPBIbr	LR-test, rank=1: $\chi^2(3) = 5.587$ [0.1335]	No

### *Relación de equilibrio*

Se volvió a estimar la ecuación de equilibrio de largo plazo imponiendo las restricciones de exogeneidad de las variables  $d(lpbiar)$  y  $d(lpbi br)$ , homogeneidad de los coeficientes y exclusión de la constante. La relación de equilibrio de largo plazo estimada finalmente fue la siguiente:

$$d(lpbiur)_t = 0,49102.d(lpbiar)_t + 0,49102.d(lpbi br)_t \quad (V.5)$$

Esta relación debe interpretarse como que la tasa de crecimiento del PBI uruguayo tiene una relación estable con las tasas de crecimiento regionales, y que la primera (endógena) queda determinada (en el largo plazo) por una combinación lineal de las dos últimas (exógenas) a razón de 0,49 con las tasas de crecimiento de ambas. En otras palabras, la tasa

de crecimiento del PBI uruguayo queda determinada en el largo plazo aproximadamente por la semisuma de las tasas de crecimiento de los PBI de Argentina y Brasil.

Si no se impone la exclusión de la constante, la relación de equilibrio de largo plazo sería la siguiente:

$$d(lpbiur)_t = 0,0016 + 0,4476.d(lpbiar)_t + 0,4476.d(lpbiar)_t \quad (V.6)$$

De la ecuación V.6 se desprende que la tasa de crecimiento “autónomo”, es decir, la que no depende de las tasas de crecimiento regionales, es muy pequeña, 0,16% por trimestre. Ello equivale a un crecimiento autónomo anual de alrededor de 0,6%.

Cabe mencionar un resultado de interés respecto de las tasas de crecimiento de Argentina y Brasil. Como se vio, se encontró una sola relación de cointegración -y por lo tanto, dos tendencias subyacentes entre las tasas de crecimiento de los tres países- y que las tasas de crecimiento correspondientes a Argentina y Brasil son exógenas en dicha relación. Ello estaría indicando que no existe una relación de equilibrio solamente entre las tasas de crecimiento de los PBIs de Argentina y Brasil en el período analizado, y que la dinámica de ajuste de éstas al equilibrio de largo plazo se produce por fuera de esta relación. Estos resultados estarían en línea con los encontrados en otros trabajos que analizan las correlaciones cruzadas de los ciclos de dichos productos.<sup>6</sup>

### V.1.3 Dinámica de corto plazo

La existencia de una única relación de cointegración y la exogeneidad fuerte de los PBI regionales permite modelizar los efectos sobre el PBI uruguayo a través de un modelo uniecuacional con mecanismo de corrección de error (MCE).

Los efectos de corto plazo se pueden apreciar a través de la siguiente especificación:

$$d(lpbiur,2) = - 0.00043592 - 0.54145*resc1(-1) - 0.31597*d(lpbiur(-1),2) - 0.445757*d(lpbiur(-2),2) - 0.272610*d(lpbiur(-3),2) + 0.178287*d(lpbiar(-3),2) - 0.110881*d(lpbiar(-2),2) + 0.0235283*d(seas2,2) - 0.02910811778*d(seas3,2) + 0.0459359*d(seas4,2) - 0.0019912*d(pascua,2) - 0.0491991*d(e8104,2) - 0.0727076*d(e8203,2) - 0.0480968*d(tc9503,2) - 0.037842*d(e0103,2) \quad (V.7)$$

donde:

*resc1* es el residuo de la estimación de largo plazo antes especificada (V.6), es el mecanismo de corrección del error.

*seas2, seas3, seas4*, son *dummies* estacionales,

*e8104, e8203, tc9503, e0103 y pascua*, son intervenciones que recogen datos anómalos (ver sección V.1.3) y el efecto calendario de la semana de turismo.

El coeficiente correspondiente a *resc1* (-0.54) debe interpretarse como la velocidad de ajuste de la variable endógena (*dlpbiur*) al equilibrio de largo plazo. Si la tasa de crecimiento del producto uruguayo se aparta en el período *t* de la tendencia de largo plazo, en *t+1* comienza a retornar a una velocidad de ajuste cercana a 50%. Ello implica que al

6. Véase Lanzilotta y Llambí (2003).

cabo de dos períodos se ajusta aproximadamente 75% del desvío del equilibrio de largo plazo.

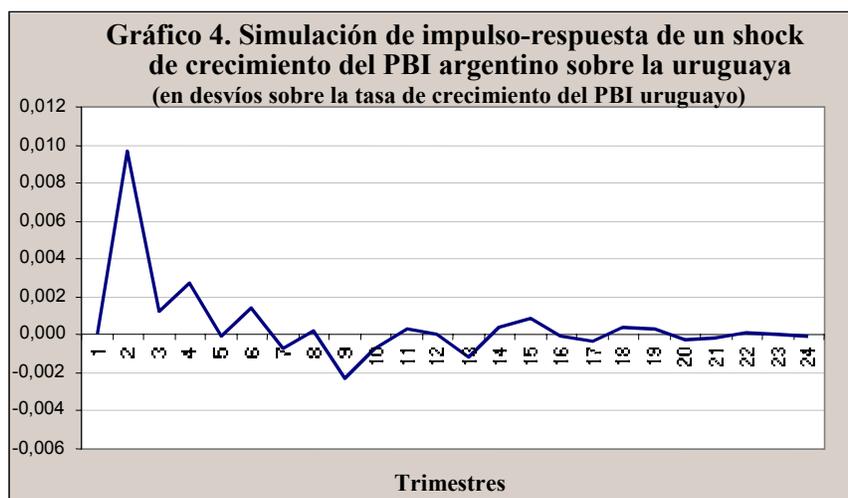
En la dinámica de corto plazo se encontraron significativos hasta tres retardos de la segunda diferencia de  $lpbiur$ , el tercer rezago de la segunda diferencia de  $lpbiar$ , y el segundo de la de  $lpbibr$ . Es decir que en el corto plazo la aceleración del crecimiento de Argentina y Brasil afecta de forma diversa, no sólo por los rezagos sino por la magnitud y el signo de los coeficientes de las variables rezagadas (0,18 y -0,11 Argentina y Brasil, respectivamente).

El efecto de la profundización de la crisis argentina en 2001 no es recogido totalmente por la trayectoria del producto argentino, por lo cual en el tercer trimestre de dicho año fue necesario introducir un cambio de nivel. En cambio, el salto producido por la devaluación brasileña a principios de 1999 sí se recoge a través de las variables regionales.

#### V.1.4 Simulación de impulso respuesta

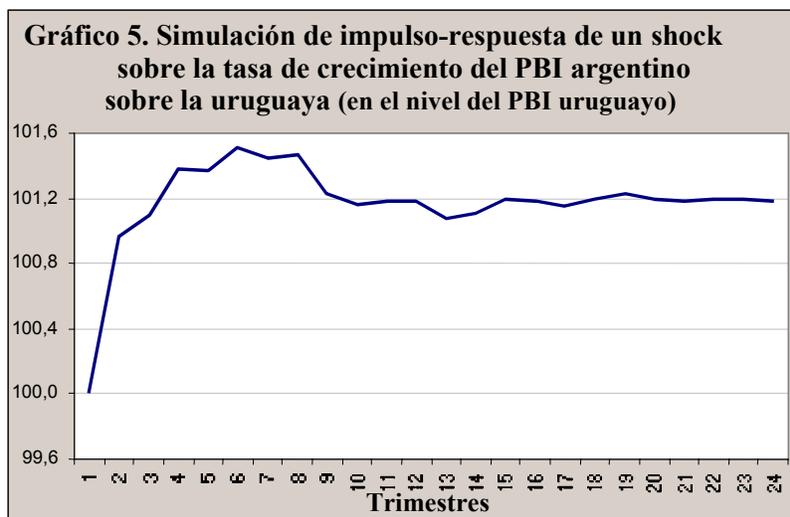
A partir del modelo estimado se simularon *shocks* sobre las variables de Argentina y Brasil y se estimó la respuesta del PBI uruguayo ante el mismo, con la finalidad de analizar la trayectoria de la respuesta de la tasa de crecimiento del producto uruguayo ante cambios inesperados en los regionales. La simulación se realizó a partir del modelo multiecuacional (VECM), donde las variables de Argentina y Brasil son consideradas endógenas. De esta forma, también es posible recoger la dinámica de ajuste en el corto plazo de los PBI regionales, y particularmente los efectos del *shock* en el propio comportamiento autorregresivo de la variable.

Los resultados de las simulaciones, tanto en términos de desvíos sobre la tasa de crecimiento del PBI uruguayo como en el propio nivel, se presentan en los cuatro gráficos que siguen (Gráficos 4 a 8).

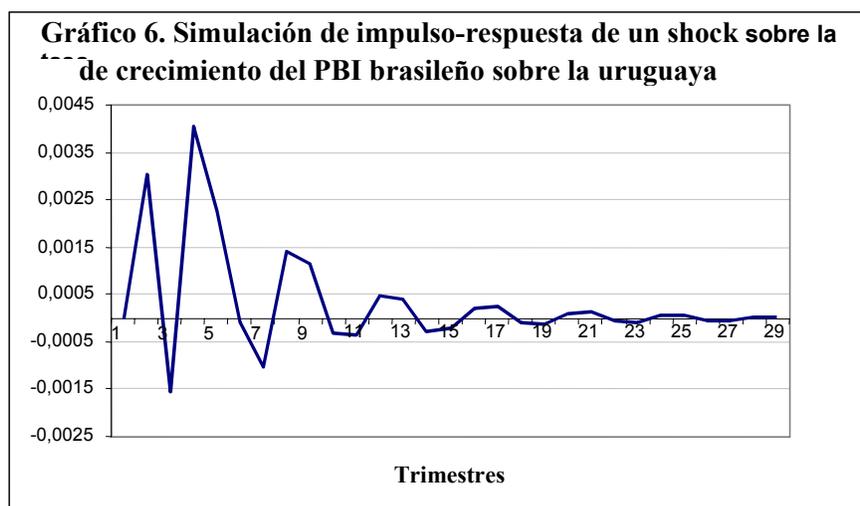


La magnitud del *shock* inicial en cada una de las simulaciones correspondió a un desvío estándar para cada uno de los PBI regionales; para Argentina fue de 0,0303 y para Brasil, 0,0266.

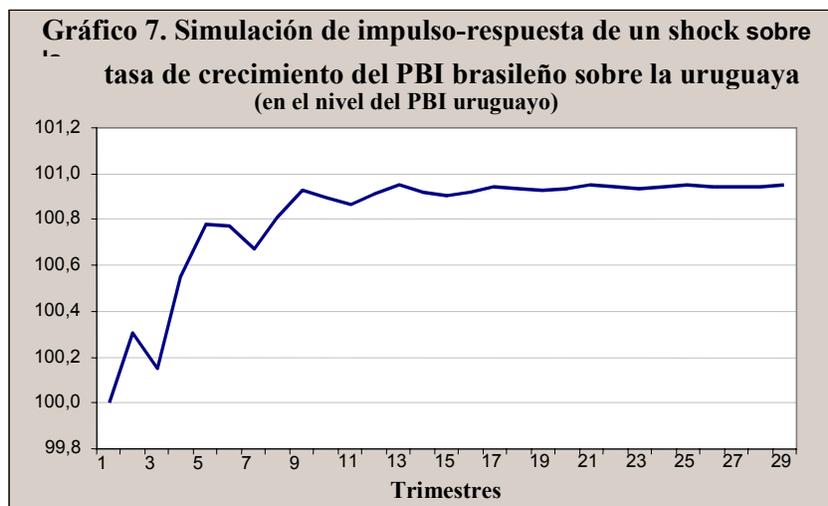
La respuesta inicial del PBI uruguayo a un *shock* de esa magnitud sobre la tasa de crecimiento del PBI argentino es aproximadamente un tercio del mismo (0,01). Al cabo del tercer trimestre se habría absorbido más del 50% del impacto inicial, mientras que recién en el décimo trimestre se absorbería el 90%.



El gráfico precedente muestra que una vez recibido un impacto positivo debido a un *shock* que afecta el PBI argentino, el PBI uruguayo sobre-reacciona en los primeros trimestres (en particular en los tres primeros). Posteriormente se estabiliza en un nivel 1,2% superior al preexistente al *shock*, cuando retoma su senda de crecimiento habitual. En el período de sobre-reacción el impulso positivo llega a provocar un aumento de 1,5% en el nivel del PBI uruguayo.



La respuesta a un *shock* sobre la tasa de crecimiento del PBI brasileño, si bien es proporcionalmente menor que respecto a la de la tasa de crecimiento argentina, es más prolongada en el tiempo: toma aproximadamente cinco trimestres en absorberse el 50% del *shock* inicial y trece en absorberse en un 90%.



El análisis del impacto del *shock* sobre la tasa de crecimiento del PBI de Brasil indica que, contrariamente a lo que sucede en el caso anterior, no se produce una sobre-reacción en los primeros trimestres. El PBI uruguayo se estabiliza luego de tres años en un nivel 0,9% superior al preexistente al *shock*.

La existencia de una sobre-reacción de la tasa de crecimiento de la economía uruguayo ante un *shock* en el crecimiento de la economía argentina, pero no ante un *shock* en la tasa de crecimiento de la economía brasileña, está en concordancia con el signo de los coeficientes de las variables regionales en la ecuación de corto plazo (positivo en el caso argentino y negativo en el caso brasileño) (V.7).

Cabe preguntarse acerca de las causas de la sobre-reacción de la economía uruguayo ante un *shock* proveniente de Argentina, mientras que ello no sucede ante uno proveniente de Brasil, teniendo en cuenta que ambas economías sobre-reaccionan ante innovaciones en sus propias tasas de crecimiento. Ello podría ligarse a la existencia de vínculos y canales de transmisión de los *shocks* más rápidos con la economía argentina que con la brasileña. Entre ellos cabe mencionar el canal financiero y el de servicios turísticos, así como también la mayor proximidad cultural con ese país. Estos factores incidirían en forma más directa en la formación de las expectativas tanto de los consumidores como de los productores, lo que llevaría a que se produzca un *overshooting* de actividad.

En síntesis, el tiempo de ajuste de la tasa de crecimiento del PBI uruguayo a su trayectoria de equilibrio, una vez recibido un *shock* sobre el crecimiento del PBI argentino, es de dos años y medio. Si el impulso proviene de la tasa de crecimiento del PBI brasileño, el lapso de ajuste es mayor a tres años.

Si bien, de acuerdo al MCE estimado, la velocidad de ajuste de la tasa de crecimiento del PBI uruguayo al equilibrio (expresada en su coeficiente  $-\alpha$ ) es relativamente rápida (en dos trimestres se absorbe más de 75% de la innovación), los resultados del análisis de impulso-respuesta indican que la absorción completa de un shock proveniente de los países vecinos se procesa en su totalidad en un lapso medianamente prolongado (entre dos años y medio y tres años).

Esta aparente contradicción se explica debido a que el análisis de impulso-respuesta muestra la dinámica del ajuste del sistema en su conjunto frente a un shock sufrido por uno de los países. Es decir, recoge tanto la dinámica del ajuste de las propias variables afectadas (PBI argentino o brasileño, alternativamente), como sus impactos sobre las demás variables que integran el sistema, en particular la tasa de crecimiento de la economía uruguaya. En tanto, el coeficiente del MCE estimado refleja la velocidad de ajuste del sistema en ausencia de nuevos shocks, no incidiendo la propia dinámica de ajuste de las variables argentina y brasileña en la medida que las mismas son exógenas.

### V.1.5 Predicciones

Por último, se efectuaron predicciones sobre la evolución de los tres PBI para el año 2002 en base al modelo estimado y modelos univariados alternativos.<sup>7</sup> Así, en el caso de Uruguay, se obtuvieron tres proyecciones, dos de ellas sobre la base de un modelo univariado y la tercera a partir de la especificación multivariada. Las proyecciones se presentan en el cuadro que sigue.

**Cuadro 9. Predicciones univariantes y multivariantes**

	Variación 2002/2001 (%)	Error Estándar del modelo (%)
<b>Modelos univariados</b>		
PBI Uruguay (sin e0103)	-6,6	2,22
PBI Uruguay (con e0103)	-5,3	2,18
PBI Argentina	-11,8	2,44
PBI Brasil	1,9	2,07
<b>Modelo multivariado</b>		
PBI Uruguay <sup>8</sup>	-8,7	2,00

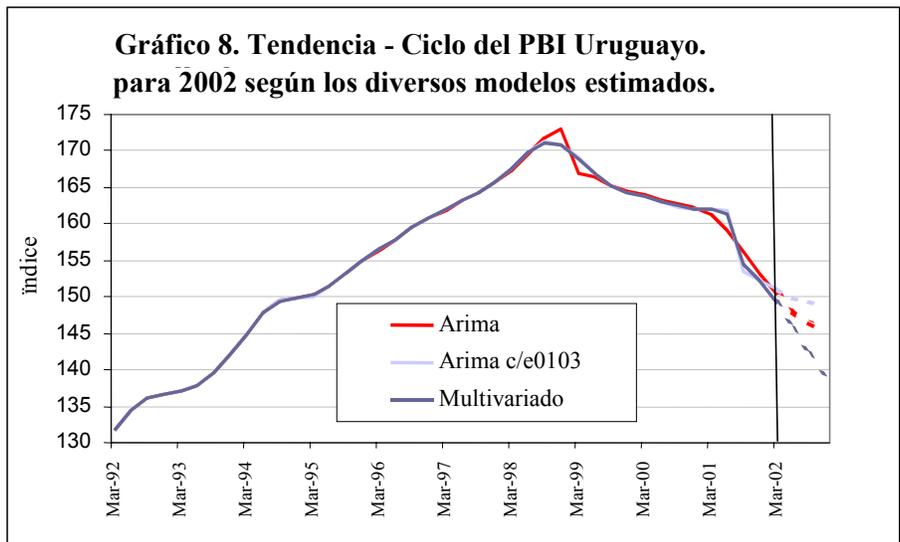
Los modelos univariados utilizados corresponden a la especificación ARIMA (0,1,0) (1,0,0) con estacionalidad determinística, alternativamente incluyendo o no un cambio de nivel en el tercer trimestre del 2001. La razón por la cual se procedió de esta forma es para poder visualizar el efecto de ese escalón en las mismas(?), dado que las predicciones que surgen de este tipo de modelos son muy sensibles a la inclusión de intervenciones hacia el final del período de la muestra.

En la medida que las proyecciones basadas en modelos univariantes no incorporan los últimos acontecimientos hasta que éstos comienzan a afectar los valores pasados de la

7. Las proyecciones se realizaron a partir de los modelos univariados detallados en Lanzilotta y Llambí (2003). El último dato observado corresponde al primer trimestre de 2002.

8. Se utilizaron las proyecciones de los modelos uniecuacionales para Argentina y Brasil detallados en Lanzilotta y Llambí (2003).

variable, la comparación con modelos multivariados resulta útil para evaluar el impacto de dichos acontecimientos. En este caso, la diferencia en la predicción de la caída del PBI uruguayo en 2002 entre el modelo univariante y el multivariado permite evaluar el efecto de la profundización de la crisis argentina y el enlentecimiento de la economía brasileña sobre el nivel de actividad uruguayo en el corto plazo. El gráfico siguiente muestra la trayectoria del componente de tendencia-ciclo del PBI uruguayo a partir de los tres modelos utilizados.



## V.2 Impacto regional sobre las exportaciones uruguayas

Con la finalidad de investigar los canales comerciales a través de los cuales se hace efectiva la influencia del comercio con la región, se estimaron las ecuaciones de demanda de las exportaciones uruguayas a Argentina y Brasil. Las variables incluidas en las ecuaciones fueron los tipos de cambio real bilaterales<sup>9</sup> con cada uno de los países, utilizando los precios minoristas, y las importaciones totales de Argentina y Brasil. Los tipos de cambio reflejan la competitividad uruguaya en cada uno de los mercados de destino y la posible relación de competencia que exista con los precios del otro país, por lo que en cada modelo se incluyeron las dos series de tipo de cambio real. Las importaciones de cada uno de los países representan la demanda de exportaciones uruguayas.

### V.2.1 Definición y descripción de las series utilizadas

#### Definición de las series

Exportaciones uruguayas a Argentina

Fuente: Banco Central del Uruguay

Frecuencia: mensual

Período: 1980.01 – 2002.03



9. Los tipos de cambio reales (TCR) fueron calculados de acuerdo con la fórmula:  $TCR = E \cdot P^* / P$ , donde E=tipo de cambio nominal, P\*=índice de precios internacionales (en este caso de Argentina o de Brasil) llevado a moneda nacional y P=índice de precios nacionales (minoristas en este caso).

Exportaciones uruguayas a Brasil  
Fuente: Banco Central del Uruguay  
Frecuencia: mensual  
Período: 1980.01 – 2002.03



Tipo de cambio real bilateral con Argentina (con precios minoristas y tipo de cambio paralelo)<sup>10</sup>  
Fuente: Instituto de Economía  
Frecuencia: mensual  
Período: 1980.01 – 2002.03



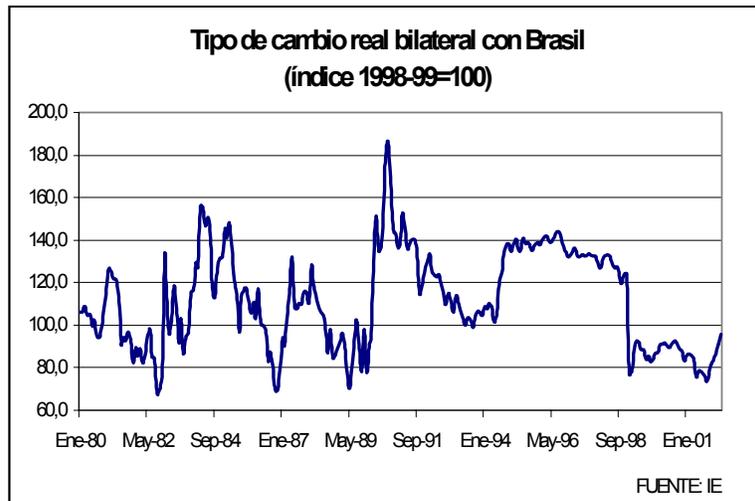
10. Se toman en cuenta los precios minoristas porque considerar los precios mayoristas para medir la competitividad puede plantear algunas limitaciones. En una economía como la uruguaya, cuyos precios de exportación están dados por los vigentes en el ámbito internacional, los precios de los bienes transables expresados en moneda nacional tienden a equipararse al precio de esos bienes en moneda extranjera por el tipo de cambio nominal. Así, por significativa que sea la variación del tipo de cambio nominal, el tipo de cambio real, deflactado por el IPM, tiende a permanecer constante en el largo plazo, debido al ajuste de los precios de los bienes transables en el mercado interno, provocado por el cambio de los precios internacionales o por el tipo de cambio nominal. En este sentido, el IPC puede ser un deflactor más adecuado para calcular un índice de competitividad, ya que refleja los costos internos de la economía, en mayor medida que el IPM.

Tipo de cambio real bilateral con Brasil (con precios minoristas y tipo de cambio paralelo)

Fuente: Instituto de Economía

Frecuencia: mensual

Período: 1980.01 – 2002.03



Importaciones argentinas de bienes totales

Fuente: Ministerio de Economía de la Rep. Argentina (MECON)

Frecuencia: mensual

Período: 1980.01 – 2002.03



Importaciones brasileñas de bienes totales

Fuente: Banco Central de Brasil (BCB)

Frecuencia: mensual

Período: 1980.01 – 2002.03



#### ***Determinación del orden de integración de las series***

Se contrastó la existencia de raíces unitarias regulares para todas las series con el fin de establecer la transformación estacionaria adecuada para cada una de ellas. Se analizaron los gráficos y correlogramas de todas las series y se realizaron los tests de Dickey-Fuller Aumentado (DFA) para cada una de ellas.

Todas las variables resultaron integradas de orden uno sin constante, o sea que las series pueden caracterizarse como caminatas al azar sin tendencia. Este comportamiento era *a priori* esperable para los tipos de cambio reales, pero no para las exportaciones o las importaciones. Sin embargo, si se observan los gráficos correspondientes, se aprecia que este resultado podría deberse al comportamiento particular de la variable en el período de estudio, ya que en la década del ochenta las variables aparecen estancadas, mientras que crecen en los noventa y caen abruptamente al final del período. Si el estudio solamente se realizara a partir de 1990, seguramente los resultados serían diferentes, como se constata en estudios anteriores.<sup>11</sup>

---

11. Ver Mordecki (2000).

Resultados de los tests de raíces unitarias:

<b>Cuadro 10. Test de raíz unitaria</b>				
<b>Dickey – Fuller Aumentado (ADF)</b>				
<b>HO = Existencia de raíz unitaria</b>				
	<b>Valor del estadístico de la serie en niveles</b>	<b>Rech. Ho al 95%</b>	<b>Valor del estadístico de la primera diferencia de la serie</b>	<b>Rech. Ho al 95%</b>
<i>Exportaciones a Argentina</i>	-0,7267	no	-2,5741	si
(sin cte. ni tendencia)	(24 lags)		(23 lags)	
<i>Exportaciones a Brasil</i>	-0,5373	no	-3,0575	si
(sin cte. ni tendencia)	(24 lags)		(23 lags)	
<i>Tipo de cambio real con Argentina</i>	-1,0864	no	-15,5371	si
(sin cte. ni tendencia)	(0 lags)		(0 lags)	
<i>Tipo de cambio real con Brasil</i>	-0,4298	no	-4,6731	si
(sin cte. ni tendencia)	(20 lags)		(19 lags)	
<i>Importaciones totales de Argentina</i>	0,9544	no	-2.2182	si
(sin cte. ni tendencia)	(18 lags)		(17 lags)	
<i>Importaciones totales de Brasil</i>	0,3191	no	-2,5378	si
(sin cte. ni tendencia)	(24 lags)		(24 lags)	

### V.2.2 Relaciones de equilibrio de largo plazo

#### **Test de Johansen**

Se investigó acerca de la existencia de relaciones de equilibrio de largo plazo entre las variables, utilizando para ello la metodología de Johansen. Por un lado, se estudió la relación entre las exportaciones uruguayas a Argentina (*EA*), las importaciones argentinas totales (*IA*) y los tipos de cambios reales bilaterales con Argentina (*TA*) y con Brasil (*TB*). Por otro, se estudió la relación entre las exportaciones uruguayas a Brasil (*EB*), las importaciones brasileñas totales (*IB*) y los tipos de cambios reales bilaterales con Argentina (*TA*) y con Brasil (*TB*). En todos los casos se trabajó con las transformaciones logarítmicas de las series.

Los vectores de variables endógenas  $y_{it}$  son los siguientes:

$$y_{1t} = [EA, TA, TB, IA] \quad (V.8)$$

$$y_{2t} = [EB, TA, TB, IB] \quad (V.9)$$

La especificación utilizada en el Test de Johansen incluyó un término constante y, en forma irrestricta, un conjunto de variables dummies para recoger la estacionalidad observada en las series y los efectos de acontecimientos anómalos. También se incluyeron dummies para recoger algunos efectos de la política cambiaria y comercial. Así se incluyó una dummy para el Plan Real<sup>12</sup> llevado adelante en Brasil, una para el Mercosur<sup>13</sup> y otras dos para recoger el grado de protección arancelaria y para-arancelaria de Argentina y Brasil.<sup>14</sup> El período finalmente utilizado en las estimaciones fue a partir de enero de 1985 y hasta marzo de 2002, debido a que las series presentaban una gran variabilidad en los primeros años de la década del ochenta, como consecuencia de los planes de estabilización aplicados y la alta inflación que experimentaron los países de la región una vez que abandonaron dichos planes.

Una primera estimación, con la especificación recién comentada, dio como resultado dos vectores de cointegración para cada uno de los modelos. Sin embargo, cuando se realizaron las pruebas de exclusión, se llegó a que en el primer modelo ( $y_{1t} = [EA, TA, TB, IA]$ ) la variable *TB* (tipo de cambio real bilateral con Brasil) no resultó significativa, es decir, no integra la relación de cointegración. En el segundo modelo ( $y_{2t} = [EB, TA, TB, IB]$ ), la variable *TA* (tipo de cambio real bilateral con Argentina) tampoco resultó significativa. Por lo tanto, estas variables se excluyeron de los modelos y se realizó nuevamente el Test de Johansen.

Los resultados de las estimaciones se presentan en los siguientes cuadros:

$$y_{1t} = [EA, IA, TA] \quad (V.10)$$

**Cuadro 11. Determinación de las exportaciones uruguayas a Argentina. Resultados de estimación de vectores de cointegración (procedimiento de Johansen)**

Vectores de cointegración	de	Variables				Autovalor	Estadístico de Razón de Verosimilitud
		EA	IA	TA	Constante		
(H0: r=0)	1	1,000	-0,903	-1,1116	1,2335	0,126416	27,98**
(H0: r=<1)	2	-0,7106	1,000	-0,117	0,80455	0,0597124	12,74
(H0: r=<2)	3	-11,896	34,05	1,000	-94,277	0,0111053	2,312

(\*\*) Significativo al 1%. De acuerdo con el criterio de Akaike, se tomaron 11 rezagos para la estimación de este modelo.

Se encontró un vector de cointegración significativo al 1%. Los signos de las variables en la ecuación son los esperados: las exportaciones uruguayas hacia Argentina aumentan cuando se incrementan las importaciones argentinas y cuando mejora el tipo de cambio bilateral con ese país.

12. Esta variable tiene valor 0 desde el inicio de la serie y hasta mayo de 1994. A partir de junio de 1998 y hasta diciembre de 1998 tiene valor 1 y a partir de allí y hasta el final nuevamente vale 0.

13. La variable Mercosur vale 0 desde el inicio de la serie y hasta diciembre de 1991. Vale 0,25 durante 1992, 0,50 en 1993, 0,75 en 1994 y 1 a partir de 1995 y hasta el final.

14. Esta *dummy* se incluyó siguiendo a G. Bittencourt *et al.* (2002).

$$y_{2t} = [EB, IB, TB] \quad (V.11)$$

**Cuadro 12. Determinación de las exportaciones uruguayas a Brasil. Resultados de estimación de vectores de cointegración (procedimiento de Johansen)**

Vectores de cointegración		Variables				Autovalor	Estadístico de Razón de Verosimilitud
		EB	IB	TB	Constante		
(H0: r=0)	1	1,000	-2,4901	-0,6915	11,048	0,130067	28,84**
(H0: r=<1)	2	1,111	1,000	-3,7812	-1,8246	0,0493037	10,47
(H0: r=<2)	3	2,3984	-0,4099	1,000	-24,34	0,005385	1,118

(\*\*) Significativo al 1%. De acuerdo con el criterio de Akaike, se tomaron 12 rezagos para la estimación de este modelo.

En este caso, como resultado de la aplicación del Test de Johansen también se encontró solamente un vector de cointegración significativo al 1%. Asimismo, los signos de los coeficientes en la ecuación son los esperados. Igual que en el caso anterior, cuando aumentan las importaciones brasileñas y mejora el tipo de cambio real bilateral se incrementan las exportaciones uruguayas a Brasil.

#### **Contrastes de exclusión de las variables**

Se realizaron nuevamente los contrastes de exclusión de las variables sobre el vector de cointegración para determinar si una variable está ausente de la relación de largo plazo, o sea, que el comportamiento de largo plazo del sistema no depende de esa variable. En el primer modelo, representado por la ecuación  $y_{1t} = [EA, IA, TA]$ , en la relación de cointegración, los  $\beta$  de las tres variables EA, IA y TA resultaron estadísticamente diferentes de cero. En el segundo modelo, representado por la ecuación  $y_{2t} = [EB, IB, TB]$  los  $\beta$  de las tres variables también resultaron estadísticamente diferentes de 0.

#### **Relaciones de equilibrio**

Las relaciones de equilibrio de largo plazo estimadas son las siguientes:

1. En el primer modelo, que analiza las exportaciones uruguayas a Argentina, la relación de largo plazo estimada es la siguiente:

$$EA_t = -1,233 + 0,90306IA_t + 1,1116TA_t \quad (V.12)$$

2. En el segundo modelo, que estudia la demanda de las exportaciones uruguayas a Brasil, la ecuación de cointegración que se encontró fue:

$$EB_t = -11,048 + 2,4901IB_t + 0,69152TB_t \quad (V.13)$$

Por lo tanto, la demanda de bienes uruguayos desde Argentina y Brasil se determina por la magnitud de las importaciones totales de ambos países y por el tipo de cambio real bilateral con cada uno de ellos. El tipo de cambio real bilateral con el otro país no constituye un factor determinante en el largo plazo.

### ***Exogeneidad débil y homogeneidad***

Se investigó la exogeneidad de las variables. Para ello, en primer lugar, se realizaron los contrastes de exogeneidad débil, testeando si los  $\alpha$  de la matriz de cointegración resultaban significativamente distintos de 0. Si una variable es débilmente exógena, entonces ésta no reacciona ante desviaciones de las relaciones de largo plazo, es decir, no se ajusta endógenamente dentro de la relación de equilibrio.

1. En el primer modelo, que analiza las exportaciones uruguayas a Argentina, la variable  $TA$  (el tipo de cambio real bilateral con Argentina) resultó exógena al modelo, y las otras dos variables ( $EA$  y  $IA$ ) resultaron endógenas al modelo.<sup>15</sup>

El modelo se reestimó con la restricción de la exogeneidad de la variable  $TA$  y se llegó a un resultado muy similar al estimado anteriormente, resultando la nueva relación de largo plazo estimada como:

$$EA_t = -1,3035 + 0,91259IA_t + 1,1159TA_t \quad (\text{V.14})$$

Además, se realizó una prueba de homogeneidad de los coeficientes de las dos variables, y no se pudo rechazar que fueran iguales y cercanos a la unidad, lo que implica que en el largo plazo la elasticidad precio e ingreso de la demanda de bienes uruguayos a Argentina es aproximadamente igual a uno.

2. En el segundo modelo, que analiza las exportaciones uruguayas a Brasil, resultaron endógenas las exportaciones ( $EB$ ) y las importaciones brasileñas ( $IB$ ), mientras que el tipo de cambio real bilateral ( $TB$ ) resultó exógeno.<sup>16</sup>

En este caso también se reestimó el modelo restringiéndolo con la exogeneidad de la variable  $TB$  y se llegó a la siguiente ecuación de demanda de largo plazo:

$$EB_t = -12,425 + 2,8713IB_t + 0,3748TB_t \quad (\text{V.15})$$

En este caso, el coeficiente de  $IB$  es alrededor de ocho veces el de  $TB$ , lo que indica que es mucho más importante y determinante el impacto de las variaciones de la demanda brasileña que el de los precios. Además, resulta destacable que la elasticidad ingreso de la demanda de bienes uruguayos desde Brasil es sumamente elevada, cercana a tres.

---

15. La no exogeneidad de las importaciones argentinas resulta difícil de explicar. Es posible que ambas variables estén influidas por una tercera variable o un conjunto de variables que están omitidas en este modelo, y que ello redunde en el resultado hallado.

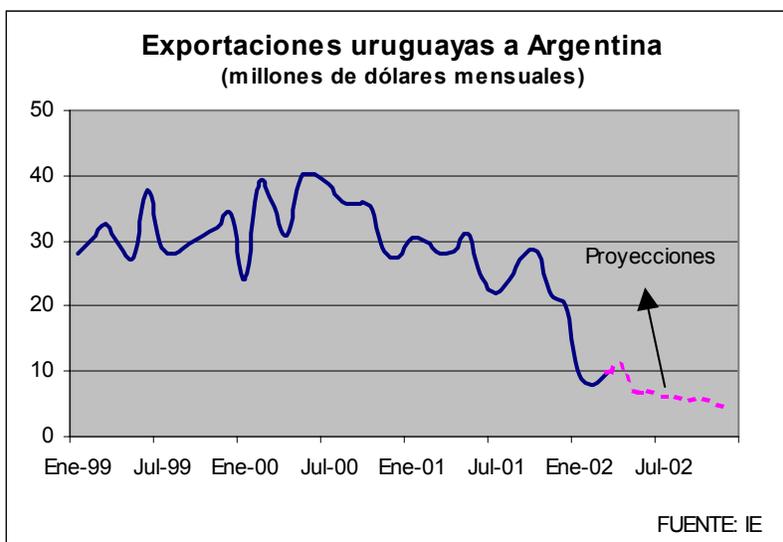
16. En este caso valen las mismas consideraciones que se expresaron para la endogeneidad de las importaciones argentinas.

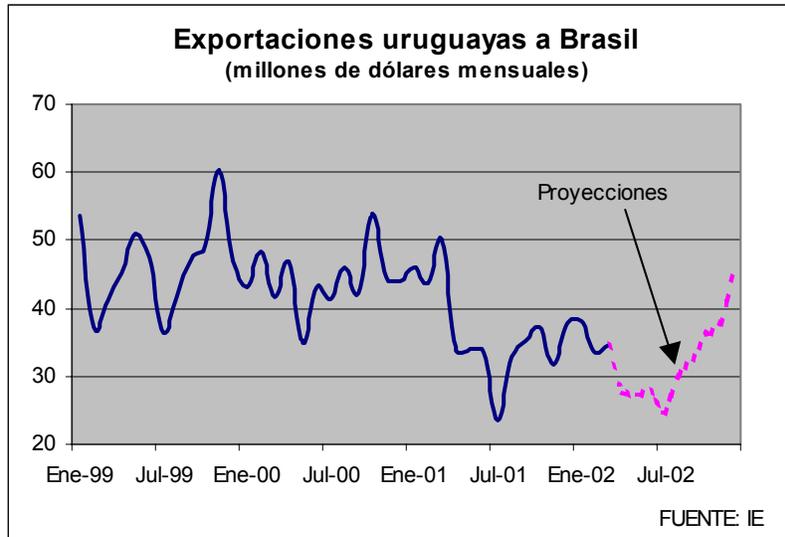
### Modelos VECM

A partir de las relaciones de cointegración halladas, se estimaron dos modelos VECM, con el objetivo de analizar la dinámica de más corto plazo. En dichos modelos se encontró significativo el efecto del Mercosur, medido a través de una *dummy* que expresa los aranceles vigentes entre los países. Esto confirma que en virtud de que el Mercosur implicó reducciones paulatinas y prácticamente totales en las barreras arancelarias y para-arancelarias, el comercio se incrementó. Asimismo resultó significativa en la dinámica de corto plazo la variable *dummy* que refleja la protección comercial que impone Brasil. Ello implica que en este caso, y debido a la alta protección que tenía Brasil, la caída de las barreras arancelarias y para-arancelarias influyeron positivamente en las exportaciones uruguayas a Brasil (ver los modelos en el anexo econométrico).

### V.2.3 Proyecciones

A partir de los modelos VECM estimados, se procedió a realizar proyecciones de las exportaciones uruguayas a Argentina y a Brasil, para el período comprendido entre abril y diciembre de 2002.





En promedio las exportaciones de bienes a Argentina caerían 73,2% en 2002 respecto de 2001, y las destinadas a Brasil se contraerían en menor medida (10,0%). Sin embargo, si se observa la trayectoria de ambas variables se aprecia que las exportaciones destinadas a Argentina caen durante todo el año 2002, mientras que para las ventas a Brasil se proyecta una caída hasta el mes de julio y luego una importante recuperación en la segunda mitad del año.

## VI. COMENTARIOS FINALES

La investigación llevada a cabo y los modelos estimados permiten confirmar la influencia del desempeño de las economías de Argentina y Brasil sobre la economía uruguaya, así como de las políticas económicas aplicadas en ambos países y de la política de integración regional aplicada a partir del Mercosur.

Como resultado del estudio de las relaciones entre los PBI regionales, se comprobó la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre las tres economías analizadas. Esta relación se verifica entre las tasas de crecimiento de los respectivos productos. El modelo finalmente hallado especifica que la tasa de crecimiento del PBI uruguayo en el largo plazo es determinada a través de la semisuma de las tasas de crecimiento de las economías vecinas, Argentina y Brasil.

La existencia de una relación de largo plazo entre las tasas de crecimiento de las tres economías concuerda con la hipótesis de una interacción muy significativa entre ellas, en un período de fuerte profundización de la integración regional. De acuerdo a la relación hallada, el PBI de Uruguay no incide sobre el PBI de los países vecinos en el largo plazo, sino que es receptor de los acontecimientos de sus socios regionales. Adicionalmente se encontró, como resultado interesante, que Uruguay no detenta en el largo plazo una tasa de crecimiento autónoma, desligada de las propias tasas de crecimiento de Argentina y Brasil.<sup>17</sup>

Cuando se producen apartamientos de la relación de largo plazo y en ausencia de nuevos *shocks*, el ajuste hacia la trayectoria de equilibrio se procesa en forma relativamente rápida. Al cabo de dos períodos (dos trimestres) se habría procesado más de tres cuartas partes del ajuste. En la dinámica de corto plazo resultó significativa la presencia del propio PBI uruguayo en hasta tres *lags* (en su segunda diferencia). Ello implica que la tasa de crecimiento del producto conserva memoria de su propio desempeño en el corto plazo (tres, dos y un trimestre para atrás). Lo mismo sucede con las dos variables regionales: en el caso del PBI argentino, tres trimestres, y en el del brasileño, dos trimestres.

Si bien la velocidad de ajuste de la tasa de crecimiento del PBI uruguayo al equilibrio es relativamente rápida, los resultados que surgen del análisis de *impulso-respuesta* indican cierto rezago en la absorción completa de un *shock* proveniente de los países vecinos. En efecto, una vez recibido un *shock* sobre el crecimiento del PBI argentino la tasa de crecimiento del PBI uruguayo demora dos años y medio en ajustarse a su trayectoria de equilibrio. Si el impulso proviene de la tasa de crecimiento del PBI brasileño el lapso de ajuste es mayor a tres años. Esta aparente contradicción se explica porque el análisis *impulso-respuesta* recoge tanto la dinámica del ajuste de las propias variables afectadas en primera instancia (PBI argentino o brasileño, alternativamente), como sus (sucesivos) impactos sobre las demás variables que integran el sistema, en particular la tasa de crecimiento de la economía uruguaya. Así, el análisis impulso-respuesta refleja en forma más completa la incidencia en el corto plazo de los *shocks* regionales.

---

17. El término constante de la relación de largo plazo no es significativamente distinto de 0.

Una vez recibido un impacto positivo debido a un *shock* que afecta el PBI argentino, el PBI uruguayo sobrerreacciona en los primeros trimestres; no obstante, ello no sucede ante innovaciones provenientes de la economía brasileña. Ello podría ligarse a la existencia de vínculos y canales de transmisión de los *shocks* más rápidos con la economía argentina que con la brasileña.

Los modelos que estudian los canales comerciales a través de los cuales se propagan los impactos desde los países vecinos sobre la economía uruguaya, muestran la influencia que tienen tanto la demanda como los precios en la determinación de las exportaciones uruguayas a la región. Si se incrementan las importaciones de bienes del país considerado (Argentina o Brasil), así como si mejora la competitividad uruguaya frente a ese país, las exportaciones uruguayas aumentan. La elasticidad de respuesta a las importaciones argentinas es igual a la que corresponde a la competitividad (medida a través del tipo de cambio real bilateral) y cercana a la unidad. Sin embargo, entre los determinantes de las exportaciones a Brasil resulta sensiblemente más importante la elasticidad respecto de las importaciones brasileñas totales.

En la dinámica de corto plazo de ambas ecuaciones de demanda de las exportaciones por parte de Argentina y Brasil, se encontró significativo el efecto del Mercosur, medido a través de una *dummy* que expresa los aranceles vigentes entre los países. Esto confirma que en virtud de que el Mercosur implicó reducciones paulatinas y —prácticamente— totales en las barreras arancelarias y para-arancelarias, el comercio se incrementó. En particular, en los determinantes de las exportaciones hacia Brasil se encontró significativa, además, una *dummy* que reflejaba la protección de Brasil. Ello implica que en este caso, y debido a la alta protección que tenía Brasil, la caída de las barreras arancelarias y para-arancelarias (reflejadas en esta variable), también influyó positivamente en las exportaciones uruguayas a ese país.

En síntesis, el presente estudio confirma el fuerte impacto que tienen las economías argentina y brasileña sobre la uruguaya. Ello se ve expresado, especialmente, en la determinación de la tasa de crecimiento de largo plazo de la economía uruguaya a través de la semisuma de las de sus socios regionales. Es significativo el tiempo que demora la economía uruguaya en absorber los impactos de las economías vecinas, lo cual acentúa la dependencia uruguaya de sus dos vecinos. El canal comercial de mercancías aparece como uno de los vínculos a través del cual los *shocks* regionales impactan sobre la economía uruguaya. Resta por investigar acerca de otros canales a través de los cuales se hace efectiva la influencia regional y se transmiten los *shocks* (por ejemplo en los precios o en el comercio de servicios turísticos). De esa forma se podrá mejorar la comprensión de cómo la evolución de las economías vecinas constituye un determinante de la uruguaya, tanto en su evolución tendencial como en su trayectoria de más corto plazo.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abeyasinghe, T. y Forbes, K. (2001), *Trade linkages and output-multiplier effects: a structural VAR approach with a focus on Asia*, NBER. WP 8600.
- Arellano, ¿ comp.) (1990), *Inflación rebelde en América Latina*, CIEPLAN .
- Banco Central del Uruguay (2000), *Actualización de Cuentas Nacionales. Series revisadas 1988 – 1999*. Banco Central del Uruguay.
- Bértola, L. y Lorenzo, F. (2000), *Componentes tendenciales y cíclicos en el PBI per cápita de Argentina, Brasil y Uruguay: 1870-1998*. En “Ensayos de historia económica Uruguay en la región en la economía mundial, 1970-1990”, Trilce.
- Bittencourt, G. et al. (2002), *Una visión microeconómica de los impactos de la integración regional sobre las inversiones inter e intrarregionales: el caso del Mercosur*. Segunda Convocatoria Red INTAL de Centro de Investigación en Integración, Montevideo.
- Botargues, P. y Pecar, M. (2001), *Desestacionalización de las Series Macroeconómicas: Oferta y Demanda Globales*, Dirección Nacional de Cuentas Nacionales, MECON.
- Bucacos, E. (2001): *Tendencia y Ciclo en el Producto Uruguayo*. Doc. de trabajo, BCU.
- Cuadrado, E. y Queijo, V. (2000), *Utilización de métodos cuantitativos para predecir el PBI uruguayo*. Monog. Fac. Ciencias Económicas, UDELAR.
- Enders, W. (ed.) (1994), *Applied Econometric Time Series*. John Wiley & Sons, Iowa.
- Espasa, A. y Cancelo, J. (1993), *Métodos Cuantitativos para el Análisis de la Coyuntura Económica*. Alianza Editorial.
- Favaro, E. y Sapelli, C. (1986), *Shocks externos, grado de apertura y política doméstica*. Premio Nacional de Economía, BCU.
- Hamilton, J. (1994), *Time Series Analysis*. Princeton University Press.
- Hilleberg, S., Engle, R., Granger, C., Yoo, B., (1990) *Seasonal integration and cointegration*. Journal of Econometrics 44 215-238.
- Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (2001), *Metodología de las Cuentas Nacionales Trimestrales*, IBGE.
- Instituto de Economía (1987–2001), *Informe de Coyuntura* (varios números). Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración.

- Kamil, H. y Lorenzo, F. (1998), *Caracterización de las fluctuaciones cíclicas en la economía uruguaya*. Revista de Economía del BCU.
- Lanzilotta, B. y Llambí, C. (2003), *Análisis univariado, estimación de componentes no observables y regularidades empíricas de los PBI de Uruguay, Argentina y Brasil (1980-2002)*. Trabajo de investigación en curso, Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración.
- Masoller, A. (1998), *Shocks regionales y comportamiento de la economía uruguaya*. Revista de Economía del BCU.
- Mordecki, G. (2000), *Uruguayan trade and the real exchange rate – VAR analysis 1990-1998*. Instituto de Economía, UDELAR.
- Ramaswamy, R. y Rendu, C. (2000), *Japan's stagnant nineties. A vector Autoregression restrospective*. IMF Staff Papers. Vol. 47 N°2.
- Saráchaga, D. (coord.) (1986), *Integración Uruguay-Argentina, evaluación cuantitativa y evidencias para una revalorización de la integración*. Doc. 12.1, CIEDUR.
- Vaillant, M., Castel, P. y Forteza, A. (1988), *Un modelo de desequilibrio para la economía uruguaya: análisis de los determinantes del nivel de actividad y del comercio exterior*. Instituto de Economía, UDELAR.

# ANEXO ECONOMÉTRICO

## A.1. Efectos de la región sobre el PBI uruguayo<sup>18</sup>

### Test de JOHANSEN

Cointegration analysis 1981 (3) to 2002 (1)

eigenvalue	loglik	for rank
	935.437	0
0.331063	952.123	1
0.176209	960.167	2
0.136332	966.250	3

Ho:rank=p	-Tlog(1-\mu)	using T-nm	95%	-T\Sum log(.)	using T-nm	95%
p == 0	33.37**	27.34**	22.0	61.63**	50.49**	34.9
p <= 1	16.09*	13.18	15.7	28.25**	23.15*	20.0
p <= 2	12.17*	9.967	9.2	12.17*	9.967*	9.2

standardized \beta' eigenvectors

DLPBIur	DLPBIar	DLPBIbr	Constant
1.0000	-0.54004	-0.84519	0.0012817
-0.92567	1.0000	-2.7216	0.020346
7.0201	20.729	1.0000	-0.10450

standardized \alpha coefficients

DLPBIur	-0.78533	0.097745	-0.010215
DLPBIar	0.34505	-0.12123	-0.028725
DLPBIbr	0.70510	0.30867	-0.0036181

long-run matrix Po=\alpha\*\beta', rank 3

DLPBIur	DLPBIar	DLPBIbr	Constant	
DLPBIur	-0.94753	0.31011	0.38751	0.0020497
DLPBIar	0.25562	-0.90301	0.0095812	0.00097760
DLPBIbr	0.39398	-0.14712	-1.4396	0.0075621
DLPBIbr	0.39398	-0.14712	-1.4396	0.0075621

Number of lags used in the analysis: 5

Variables entered unrestricted:

Dpascua De8104 De8203 De0103 Dtc9503 CSeason

CSeason\_1 CSeason\_2

Variables entered restricted:

Constant

DLPBIur :Portmanteau 9 lags= 12.736

DLPBIar :Portmanteau 9 lags= 17.876

DLPBIbr :Portmanteau 9 lags= 11.503

DLPBIur :AR 1- 5 F(5, 54) = 2.6818 [0.0309] \*

DLPBIar :AR 1- 5 F(5, 54) = 3.0033 [0.0183] \*

DLPBIbr :AR 1- 5 F(5, 54) = 1.6306 [0.1676]

DLPBIur :Normality Chi^2(2)= 0.16829 [0.9193]

DLPBIar :Normality Chi^2(2)= 4.0654 [0.1310]

18. Las estimaciones fueron realizadas con los paquetes estadísticos E-Views3 y PCFiml (éste último, por gentileza de Cinve).

DLPBIbr :Normality  $\chi^2(2)=$  2.348 [0.3091]  
 DLPBIur :ARCH 4  $F(4, 51)=$  0.53032 [0.7140]  
 DLPBIar :ARCH 4  $F(4, 51)=$  1.0217 [0.4050]  
 DLPBIbr :ARCH 4  $F(4, 51)=$  0.48803 [0.7444]  
 DLPBIur : $\chi^2$   $F(30, 28)=$  0.73303 [0.7975]  
 DLPBIar : $\chi^2$   $F(30, 28)=$  1.0159 [0.4850]  
 DLPBIbr : $\chi^2$   $F(30, 28)=$  0.44996 [0.9829]  
 Vector portmanteau 9 lags= 86.691  
 Vector AR 1-5  $F(45, 125)=$  1.5629 [0.0282] \*  
 Vector normality  $\chi^2(6)=$  6.4895 [0.3706]  
 Vector  $\chi^2$   $F(180, 144)=$  0.50461 [1.0000]

### Contrastes de exclusión

General cointegration restrictions:

$\beta=0$ ;

Analysis of restrictions on  $\alpha$  and  $\beta$ :

- linear restrictions
- $\alpha$  x  $\beta$  restrictions are variation free
- $\alpha$  is unrestricted
- $\beta$  has only within-equation restrictions
- the restrictions do not identify all cointegrating vectors

General cointegration test 1981 (3) to 2002 (1)

$\beta'$

DLPBIur	DLPBIar	DLPBIbr	Constant
0.00000	-0.011399	1.0846	-0.0065117

$\alpha$

DLPBIur	-0.025747
DLPBIar	0.00088830
DLPBIbr	-1.1764

Standard errors of alpha

DLPBIur	0.24693
DLPBIar	0.37208
DLPBIbr	0.30474

Restricted long-run matrix  $Po=\alpha*\beta'$ , rank 1

DLPBIur	DLPBIar	DLPBIbr	Constant
DLPBIur	0.00000	0.00029350	-0.027925
DLPBIar	0.00000	-1.0126e-005	0.00096345
DLPBIbr	0.00000	0.013410	-1.2759

Standard errors of long-run matrix

DLPBIur	0.00000	0.0028148	0.26782	0.0016079
DLPBIar	0.00000	0.0042414	0.40356	0.0024228
DLPBIbr	0.00000	0.0034738	0.33052	0.0019844

Moving average impact matrix

DLPBIur	0.59216	0.39912	0.0041948
DLPBIar	0.047698	4.0945	0.043033
DLPBIbr	0.00050131	0.043033	0.00045228

The restrictions do not identify all cointegrating vectors.  
 loglik = 944.41031  $-\log|\Omega| = 22.756875$  unrestr. loglik = 952.12286  
 LR-test, rank=1:  $\chi^2(1) = 15.425$  [0.0001] \*\*

General cointegration restrictions:

$\alpha = 0$ ;

Analysis of restrictions on  $\alpha$  and  $\beta$ :

- linear restrictions
- $\alpha \times \beta$  restrictions are variation free
- $\alpha$  is unrestricted
- $\beta$  has only within-equation restrictions
- the restrictions do not identify all cointegrating vectors

General cointegration test 1981 (3) to 2002 (1)

$\beta'$

DLPBIur	DLPBIar	DLPBIbr	Constant
-0.68534	0.00000	0.89269	-0.0013448

$\alpha$

DLPBIur	0.79437
DLPBIar	0.27832
DLPBIbr	-0.94651

Standard errors of  $\alpha$

DLPBIur	0.23259
DLPBIar	0.38034
DLPBIbr	0.32702

Restricted long-run matrix  $Po = \alpha \beta'$ , rank 1

DLPBIur	DLPBIar	DLPBIbr	Constant	
DLPBIur	-0.54441	0.00000	0.70912	-0.0010683
DLPBIar	-0.19075	0.00000	0.24845	-0.00037430
DLPBIbr	0.64868	0.00000	-0.84494	0.0012729

Reduced form  $\beta'$

DLPBIar	DLPBIbr	Constant	
DLPBIur	0.00000	1.3025	-0.0019623

Standard errors of long-run matrix

DLPBIur	0.15941	0.00000	0.20763	0.00031280
DLPBIar	0.26066	0.00000	0.33952	0.00051150
DLPBIbr	0.22412	0.00000	0.29193	0.00043979

Moving average impact matrix

DLPBIur	0.42655	1.4583	0.32747
DLPBIar	0.62558	6.9056	0.48027
DLPBIbr	0.32747	1.1196	0.25141

The restrictions do not identify all cointegrating vectors.  
 loglik = 948.52749  $-\log|\Omega| = 22.856084$  unrestr. loglik = 952.12286  
 LR-test, rank=1:  $\chi^2(1) = 7.1907$  [0.0073] \*\*

General cointegration restrictions:

$\alpha = 0$ ;

Analysis of restrictions on  $\alpha$  and  $\beta$ :

- linear restrictions
- $\alpha \times \beta$  restrictions are variation free
- $\alpha$  is unrestricted
- $\beta$  has only within-equation restrictions
- the restrictions do not identify all cointegrating vectors

General cointegration test 1981 (3) to 2002 (1)

$\beta'$

DLPBIur	DLPBIar	DLPBIbr	Constant
-0.85735	0.55562	0.00000	0.0032538

$\alpha$

DLPBIur	0.89292
DLPBIar	-0.53383
DLPBIbr	0.019405

Standard errors of  $\alpha$

DLPBIur	0.22656
DLPBIar	0.37562
DLPBIbr	0.34817

Restricted long-run matrix  $Po = \alpha \beta'$ , rank 1

DLPBIur	DLPBIar	DLPBIbr	Constant
DLPBIur	-0.76554	0.49612	0.00000 0.0029054
DLPBIar	0.45767	-0.29660	0.00000 -0.0017369
DLPBIbr	-0.016637	0.010782	0.00000 6.3139e-005

Reduced form  $\beta'$

DLPBIar	DLPBIbr	Constant
DLPBIur	0.64807	0.00000 0.0037952

Standard errors of long-run matrix

DLPBIur	0.19424	0.12588	0.00000 0.00073717
DLPBIar	0.32203	0.20870	0.00000 0.0012222
DLPBIbr	0.29850	0.19345	0.00000 0.0011328

Moving average impact matrix

DLPBIur	0.52986	0.81760	-0.85866
DLPBIar	0.81760	1.2616	-1.3250
DLPBIbr	-0.036069	-0.055656	2.1244

The restrictions do not identify all cointegrating vectors.

loglik = 948.25683  $-\log|\Omega| = 22.849562$  unrestr. loglik = 952.12286

LR-test, rank=1:  $\chi^2(1) = 7.7321$  [0.0054] \*\*

### Contrastes de exogeneidad débil

General cointegration restrictions:

$\alpha = 0$ ;

Analysis of restrictions on  $\alpha$  and  $\beta$ :

- linear restrictions

- $\alpha \times \beta$  restrictions are variation free
- $\alpha$  has only within-equation restrictions
- $\alpha$  restrictions are homogenous
- $\alpha$  restrictions are simple
- $\beta$  is unrestricted
- the restrictions do not identify all cointegrating vectors

General cointegration test 1981 (3) to 2002 (1)

$\beta'$

DLPBIur	DLPBIar	DLPBIbr	Constant
0.48517	-0.41230	-0.99743	0.0048820

$\alpha$

DLPBIur	0.00000
DLPBIar	0.64123
DLPBIbr	1.2450

Standard errors of  $\alpha$

DLPBIur	0.00000
DLPBIar	0.37676
DLPBIbr	0.32096

Restricted long-run matrix  $Po = \alpha * \beta'$ , rank 1

DLPBIur	DLPBIar	DLPBIbr	Constant
DLPBIur	0.00000	0.00000	0.00000
DLPBIar	0.31111	-0.26438	-0.63958
DLPBIbr	0.60406	-0.51333	-1.2418

Reduced form  $\beta'$

DLPBIur	DLPBIbr	Constant
DLPBIur	0.84980	2.0558
		-0.010062

Moving average impact matrix

DLPBIur	-0.60971	0.31643	-0.42738
DLPBIar	-0.73215	1.8203	-1.1086
DLPBIbr	0.0060639	-0.59852	0.25036

The restrictions do not identify all cointegrating vectors.

loglik = 946.42106 -log $|\Omega|$  = 22.805327 unrestr. loglik = 952.12286

LR-test, rank=1:  $\chi^2(1) = 11.404$  [0.0007] \*\*

General cointegration restrictions:

&1=0;

Analysis of restrictions on  $\alpha$  and  $\beta$ :

- linear restrictions
- $\alpha \times \beta$  restrictions are variation free
- $\alpha$  has only within-equation restrictions
- $\alpha$  restrictions are homogenous
- $\alpha$  restrictions are simple
- $\beta$  is unrestricted
- the restrictions do not identify all cointegrating vectors

General cointegration test 1981 (3) to 2002 (1)

\beta'

DLPBIur	DLPBIar	DLPBIbr	Constant
0.81770	-0.36419	-0.72457	0.0010518

\alpha

DLPBIur	-1.0175
DLPBIar	0.00000
DLPBIbr	0.90671

Standard errors of alpha

DLPBIur	0.23269
DLPBIar	0.00000
DLPBIbr	0.35227

Restricted long-run matrix  $Po = \alpha * \beta'$ , rank 1

	DLPBIur	DLPBIar	DLPBIbr	Constant
DLPBIur	-0.83198	0.37055	0.73722	-0.0010702
DLPBIar	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
DLPBIbr	0.74141	-0.33021	-0.65697	0.00095372

Reduced form \beta'

	DLPBIar	DLPBIbr	Constant
DLPBIur	0.44538	0.88611	-0.0012864

Moving average impact matrix

DLPBI

Analysis of restrictions on \alpha and \beta:

- linear restrictions
- \alpha x \beta restrictions are variation free
- \alpha has only within within equation restrictions
- \alpha restrictions are homogenous
- \alpha restrictions are simple
- \beta is unrestricted
- the restrictions do not identify all cointegrating vectors

General cointegration test 1981 (3) to 2002 (1)

\beta'

DLPBIur	DLPBIar	DLPBIbr	Constant
0.88876	-0.50845	-0.39116	-0.0011368

\alpha

DLPBIur	-1.0208
DLPBIar	0.50877
DLPBIbr	0.00000

Standard errors of alpha

DLPBIur	0.23012
DLPBIar	0.39160
DLPBIbr	0.00000

Restricted long-run matrix  $Po = \alpha * \beta'$ , rank 1

DLPBIur	DLPBIar	DLPBIbr	Constant
---------	---------	---------	----------

DLPBIur	-0.90723	0.51902	0.39929	0.0011604
DLPBIar	0.45217	-0.25869	-0.19901	-0.00057837
DLPBIbr	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000

Reduced form  $\beta'$

	DLPBIar	DLPBIbr	Constant
DLPBIur	0.57210	0.44012	0.0012791

Moving average impact matrix

DLPBIur	0.36001	0.88577	-0.33339
DLPBIar	0.33915	1.5618	-1.2595
DLPBIbr	0.37712	-0.017520	0.87962

The restrictions do not identify all cointegrating vectors.

loglik = 950.00436  $-\log|\Omega| = 22.891671$  unrestr. loglik = 952.12286

LR-test, rank=1:  $\chi^2(1) = 4.237$  [0.0396] \*

General cointegration restrictions:

$\alpha_2=0; \alpha_1=0;$

Analysis of restrictions on  $\alpha$  and  $\beta$ :

- linear restrictions
- $\alpha \times \beta$  restrictions are variation free
- $\alpha$  has only within-equation restrictions
- $\alpha$  restrictions are homogenous
- $\alpha$  restrictions are simple
- $\beta$  is unrestricted
- the restrictions do not identify all cointegrating vectors

General cointegration test 1981 (3) to 2002 (1)

$\beta'$

	DLPBIur	DLPBIar	DLPBIbr	Constant
	0.86457	-0.38558	-0.39011	-0.0013461

$\alpha$

DLPBIur	-1.1596
DLPBIar	0.00000
DLPBIbr	0.00000

Standard errors of alpha

DLPBIur	0.22941
DLPBIar	0.00000
DLPBIbr	0.00000

Restricted long-run matrix  $Po = \alpha \beta'$ , rank 1

	DLPBIur	DLPBIar	DLPBIbr	Constant
DLPBIur	-1.0025	0.44710	0.45236	0.0015609
DLPBIar	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
DLPBIbr	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000

Reduced form  $\beta'$

	DLPBIar	DLPBIbr	Constant
DLPBIur	0.44598	0.45122	0.0015570

Moving average impact matrix

DLPBIur	0.91091	1.9046	0.13630
DLPBIar	1.3925	3.6538	-0.52527
DLPBIbr	0.64238	0.60948	0.82125

The restrictions do not identify all cointegrating vectors.

loglik = 949.32952 -log|\Omega| = 22.87541 unrestr. loglik = 952.12286

LR-test, rank=1: Chi^2(2) = 5.5867 [0.0612]

### Significación de la constante

General cointegration restrictions:

$\alpha_1 = 0; \alpha_2 = 0; \alpha_3 = 0;$

Analysis of restrictions on  $\alpha$  and  $\beta$ :

- linear restrictions

-  $\alpha \times \beta$  restrictions are variation free

-  $\alpha$  has only within-equation restrictions

-  $\alpha$  restrictions are homogenous

-  $\alpha$  restrictions are simple

-  $\beta$  has only within-equation restrictions

- the restrictions do not identify all cointegrating vectors

General cointegration test 1981 (3) to 2002 (1)

$\beta'$

DLPBIur	DLPBIar	DLPBIbr	Constant
-0.87006	0.40272	0.46628	0.00000

$\alpha$

DLPBIur	1.1615
DLPBIar	0.00000
DLPBIbr	0.00000

Standard errors of alpha

DLPBIur	0.23065
DLPBIar	0.00000
DLPBIbr	0.00000

Restricted long-run matrix  $Po = \alpha \beta'$ , rank 1

	DLPBIur	DLPBIar	DLPBIbr	Constant
DLPBIur	-1.0106	0.46777	0.54160	0.00000
DLPBIar	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
DLPBIbr	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000

Reduced form  $\beta'$

	DLPBIar	DLPBIbr	Constant
DLPBIur	0.46287	0.53592	0.00000

Moving average impact matrix

DLPBIur	0.98065	1.9635	0.13402
DLPBIar	1.4051	3.6794	-0.55607
DLPBIbr	0.61632	0.48593	0.73033

The restrictions do not identify all cointegrating vectors.

loglik = 949.06352 -log|\Omega| = 22.869 unrestr. loglik = 952.12286

LR-test, rank=1:  $\chi^2(3) = 6.1187$  [0.1060]

### Contraste de homogeneidad

General cointegration restrictions:

$\alpha_4 = \alpha_5; \alpha_2 = 0; \alpha_1 = 0;$

Analysis of restrictions on  $\alpha$  and  $\beta$ :

- linear restrictions
- $\alpha$  x  $\beta$  restrictions are variation free
- $\alpha$  has only within-equation restrictions
- $\alpha$  restrictions are homogenous
- $\alpha$  restrictions are simple
- $\beta$  has only within-equation restrictions
- the restrictions do not identify all cointegrating vectors

General cointegration test 1981 (3) to 2002 (1)

$\beta'$

DLPBIur	DLPBIar	DLPBIbr	Constant
-0.89560	0.40087	0.40087	0.0014075

$\alpha$

DLPBIur	
1.1193	
0.00000	
0.00000	

Standard errors of  $\alpha$

DLPBIur	
0.22148	
0.00000	
0.00000	

Restricted long-run matrix  $Po = \alpha \beta'$ , rank 1

DLPBIur	DLPBIar	DLPBIbr	Constant
-1.0025	0.44870	0.44870	0.0015755
0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
0.00000	0.00000	0.00000	0.00000

Reduced form  $\beta'$

DLPBIar	DLPBIbr	Constant
0.44760	0.44760	0.0015716

Moving average impact matrix

0.91330	1.9057	0.13476
1.3995	3.6523	-0.52558
0.64096	0.60535	0.82666

The restrictions do not identify all cointegrating vectors.

loglik = 949.32933 -log $|\Omega|$  = 22.875406 unrestr. loglik = 952.12286

LR-test, rank=1:  $\chi^2(3) = 5.587$  [0.1335]

General cointegration restrictions:

$\alpha_4 = \alpha_5; \alpha_2 = 0; \alpha_1 = 0; \alpha_6 = 0;$

Analysis of restrictions on  $\alpha$  and  $\beta$ :

- linear restrictions

- $\alpha$  x  $\beta$  restrictions are variation free
- $\alpha$  has only within-equation restrictions
- $\alpha$  restrictions are homogenous
- $\alpha$  restrictions are simple
- $\beta$  has only within-equation restrictions
- the restrictions do not identify all cointegrating vectors

General cointegration test 1981 (3) to 2002 (1)

$\beta'$

DLPBIur	DLPBIar	DLPBIbr	Constant
-0.88037	0.43228	0.43228	0.00000

$\alpha$

DLPBIur	1.1487
DLPBIar	0.00000
DLPBIbr	0.00000

Standard errors of  $\alpha$

DLPBIur	0.22705
DLPBIar	0.00000
DLPBIbr	0.00000

Restricted long-run matrix  $Po = \alpha * \beta'$ , rank 1

	DLPBIur	DLPBIar	DLPBIbr	Constant
DLPBIur	-1.0113	0.49656	0.49656	0.00000
DLPBIar	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
DLPBIbr	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000

Reduced form  $\beta'$

	DLPBIar	DLPBIbr	Constant
DLPBIur	0.49102	0.49102	0.00000

Moving average impact matrix

DLPBIur	1.0333	1.9915	0.11278
DLPBIar	1.5183	3.6585	-0.56636
DLPBIbr	0.58601	0.39740	0.79605

The restrictions do not identify all cointegrating vectors.

loglik = 949.02115 -log $|\Omega|$  = 22.86798 unrestr. loglik = 952.12286

LR-test, rank=1:  $\chi^2(4) = 6.2034 [0.1845]$

### Modelo uniecuacional de corto plazo (dinámica de ajuste)

Dependent Variable: D(LPBIUR,2)

Method: Least Squares

Date: 07/17/02 Time: 12:54

Sample(adjusted): 1981:2 2002:1

Included observations: 84 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESC1(-1)	-0.541452	0.116540	-4.646054	0.0000
D(LPBIUR(-1),2)	-0.315971	0.100614	-3.140417	0.0025
D(LPBIUR(-2),2)	-0.445757	0.096440	-4.622108	0.0000
D(LPBIUR(-3),2)	-0.272611	0.076168	-3.579054	0.0006

D(LPBIAR(-3),2)	0.178287	0.061211	2.912655	0.0048
D(LPBIAR(-2),2)	-0.110882	0.054158	-2.047387	0.0444
C	-0.000436	0.002212	-0.197065	0.8444
D(SEAS2,2)	0.023528	0.010159	2.316118	0.0235
D(SEAS3,2)	-0.029108	0.010127	-2.874248	0.0054
D(SEAS4,2)	0.045936	0.009326	4.925423	0.0000
D(PASCUA,2)	-0.001991	0.000401	-4.963380	0.0000
D(E8104,2)	-0.049199	0.016165	-3.043506	0.0033
D(E8203,2)	-0.072708	0.017500	-4.154736	0.0001
D(TC9503,2)	-0.048097	0.013829	-3.477978	0.0009
D(E0103,2)	-0.037843	0.015035	-2.516887	0.0142
R-squared	0.983358	Mean dependent var	-0.001290	
Adjusted R-squared	0.979981	S.D. dependent var	0.142562	
S.E. of regression	0.020171	Akaike info criterion	-4.808707	
Sum squared resid	0.028074	Schwarz criterion	-4.374633	
Log likelihood	216.9657	F-statistic	291.2156	

## A.2. Estudio de los canales comerciales <sup>19</sup>

### A.2.1 Determinantes de las exportaciones uruguayas a Argentina

Cointegration analysis 1985 (1) to 2002 (3)

eigenvalue	loglik	for rank
	1411.61	0
0.126416	1425.60	1
0.0597124	1431.97	2
0.0111053	1433.13	3

Ho:rank=p	-Tlog(1-\mu)	using T-nm	95%	-T\Sum log(.)	using T-nm	95%
p == 0	27.98**	23.52*	22.0	43.03**	36.17*	34.9
p <= 1	12.74	10.71	15.7	15.06	12.66	20.0
p <= 2	2.312	1.943	9.2	2.312	1.943	9.2

standardized \beta' eigenvectors

ea	ia	ta	Constant
1.0000	-0.90306	-1.1116	1.2335
-0.71064	1.0000	-0.11698	0.80455
-11.896	34.051	1.0000	-94.277

standardized \alpha coefficients

ea	-0.31980	0.38864	0.00033165
ia	-0.19964	-0.081962	8.8333e-005
ta	-0.020493	0.016582	-0.0012947

long-run matrix  $Po = \alpha * \beta'$ , rank 3

19. Las estimaciones fueron realizadas con los paquetes estadísticos E-Views3 y PCFiml (éste último, por gentileza de Cinve).

	ea	ia	ta	Constant
ea	-0.59993	0.68873	0.31035	-0.11305
ia	-0.14245	0.10134	0.23159	-0.32052
ta	-0.016876	-0.0089957	0.019545	0.11012

Number of lags used in the analysis: 11

Variables entered unrestricted:

i0101 i0201 CSeason\_7 CSeason CSeason\_1 CSeason\_2  
 CSeason\_3 CSeason\_4 CSeason\_5 CSeason\_6 CSeason\_9 CSeason\_10  
 i8607 CSeason\_8 mercosur i8903 i8907 i8912  
 i9001 i9504

Variables entered restricted:

Constant

Progress to date

system	T	p		log-likelihood	SC	HQ	AIC
30	207	162	COINT	1433.1257	-9.6732	-11.227	-12.847
29	207	189	COINT	1470.5045	-9.3388	-11.151	-13.208
28	207	192	COINT	1473.0233	-9.2858	-11.127	-13.232

Tests of system reduction

System 29 --> System 30:  $F(27, 415) = 2.0249 [0.0021] **$

System 28 --> System 30:  $F(30, 414) = 1.9393 [0.0026] **$

System 28 --> System 29:  $F(3, 141) = 1.1579 [0.3282]$

General cointegration restrictions:

$\beta = 0$ ;

Analysis of restrictions on  $\alpha$  and  $\beta$ :

- linear restrictions
- $\alpha \times \beta$  restrictions are variation free
- $\alpha$  is unrestricted
- $\beta$  has only within-equation restrictions
- the restrictions do not identify all cointegrating vectors

General cointegration test 1985 (1) to 2002 (3)

$\beta'$

	ea	ia	ta	Constant
	0.00000	-0.16536	0.38319	-0.63161

$\alpha$

ea	0.14662
ia	0.44759
ta	0.028650

Standard errors of alpha

ea	0.27267
ia	0.11271
ta	0.10839

Restricted long-run matrix  $Po = \alpha * \beta'$ , rank 1

	ea	ia	ta	Constant
ea	0.00000	-0.024244	0.056181	-0.092605
ia	0.00000	-0.074012	0.17151	-0.28270
ta	0.00000	-0.0047375	0.010978	-0.018096

Standard errors of long-run matrix

ea	0.00000	0.045088	0.10448	0.17222
ia	0.00000	0.018637	0.043188	0.071187
ta	0.00000	0.017924	0.041535	0.068463

Moving average impact matrix

ea	-0.90676	-0.34133	-0.14730
ia	3.1080	-1.3351	-0.57612
ta	1.3412	-0.57612	-0.24861

The restrictions do not identify all cointegrating vectors.

loglik = 1422.0131  $-\log|\Omega| = 13.739257$  unrestr. loglik = 1425.5975

LR-test, rank=1:  $\chi^2(1) = 7.1688$  [0.0074] \*\*

General cointegration restrictions:

$\beta = 0$ ;

Analysis of restrictions on  $\alpha$  and  $\beta$ :

- linear restrictions
- $\alpha \times \beta$  restrictions are variation free
- $\alpha$  is unrestricted
- $\beta$  has only within-equation restrictions
- the restrictions do not identify all cointegrating vectors

General cointegration test 1985 (1) to 2002 (3)

$\beta'$

	ea	ia	ta	Constant
	-0.19184	0.00000	0.51009	-0.45530

$\alpha$

ea	0.35589
ia	0.41660
ta	0.041634

Standard errors of alpha

ea	0.23041
ia	0.094911
ta	0.092165

Restricted long-run matrix  $Po = \alpha * \beta'$ , rank 1

	ea	ia	ta	Constant
ea	-0.068275	0.00000	0.18154	-0.16204
ia	-0.079920	0.00000	0.21250	-0.18968
ta	-0.0079871	0.00000	0.021237	-0.018956

Reduced form  $\beta'$

	ia	ta	Constant
ea	0.00000	2.6589	-2.3733

Standard errors of long-run matrix

ea	0.044202	0.00000	0.11753	0.10491
ia	0.018208	0.00000	0.048413	0.043213
ta	0.017681	0.00000	0.047013	0.041963

Moving average impact matrix

ea	-1.1634	-0.93382	-0.43753
ia	-2.2381	-0.43161	-0.84173
ta	-0.43753	-0.35120	-0.16455

The restrictions do not identify all cointegrating vectors.

loglik = 1423.8291  $-\log|\Omega| = 13.756803$  unrestr. loglik = 1425.5975

LR-test, rank=1:  $\chi^2(1) = 3.5367$  [0.0600]

General cointegration restrictions:

$\alpha_5 = 0$ ;

Analysis of restrictions on  $\alpha$  and  $\beta$ :

- linear restrictions
- $\alpha \times \beta$  restrictions are variation free
- $\alpha$  is unrestricted
- $\beta$  has only within-equation restrictions
- the restrictions do not identify all cointegrating vectors

General cointegration test 1985 (1) to 2002 (3)

$\beta'$

	ea	ia	ta	Constant
	-0.50561	0.67608	0.00000	0.43331

\alpha

ea	0.73050
ia	-0.054436
ta	0.034403

Standard errors of alpha

ea	0.26082
ia	0.11575
ta	0.10615

Restricted long-run matrix  $Po = \alpha \beta'$ , rank 1

	ea	ia	ta	Constant
ea	-0.36934	0.49387	0.00000	0.31653
ia	0.027523	-0.036803	0.00000	-0.023587
ta	-0.017394	0.023259	0.00000	0.014907

Reduced form  $\beta'$

	ia	ta	Constant
ea	1.3372	0.00000	0.85700

Standard errors of long-run matrix

ea	0.13187	0.17633	0.00000	0.11301
ia	0.058522	0.078253	0.00000	0.050153
ta	0.053669	0.071764	0.00000	0.045994

Moving average impact matrix

ea	0.62802	0.46967	-0.92716
ia	0.46967	0.35124	-0.69338
ta	0.29150	0.21800	1.0476

The restrictions do not identify all cointegrating vectors.

loglik = 1418.1608 -log|\Omega| = 13.702037 unrestr. loglik = 1425.5975

LR-test, rank=1:  $\chi^2(1) = 14.873$  [0.0001] \*\*

General cointegration restrictions:

$\alpha = 0$ ;

Analysis of restrictions on  $\alpha$  and  $\beta$ :

- linear restrictions
- $\alpha \times \beta$  restrictions are variation free
- $\alpha$  has only within-equation restrictions
- $\alpha$  restrictions are homogenous
- $\alpha$  restrictions are simple
- $\beta$  is unrestricted
- the restrictions do not identify all cointegrating vectors

General cointegration test 1985 (1) to 2002 (3)

\beta'

	ea	ia	ta	Constant
	0.13965	-0.028537	-0.39741	0.61065

\alpha

ea	0.00000
ia	-0.48571
ta	-0.031811

Standard errors of alpha

ea	0.00000
ia	0.11636
ta	0.11869

Restricted long-run matrix  $Po = \alpha * \beta'$ , rank 1

	ea	ia	ta	Constant
ea	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
ia	-0.067827	0.013861	0.19303	-0.29660
ta	-0.0044423	0.00090781	0.012642	-0.019425

Reduced form \beta'

	ia	ta	Constant
ea	0.20436	2.8459	-4.3729

Moving average impact matrix

ea	0.79979	0.43966	0.24947
ia	-1.0892	0.45538	-0.41542
ta	0.35925	0.12179	0.11749

The restrictions do not identify all cointegrating vectors.

loglik = 1422.4933 -log|\Omega| = 13.743896 unrestr. loglik = 1425.5975

LR-test, rank=1:  $\chi^2(1) = 6.2084 [0.0127]$  \*

General cointegration restrictions:

&l=0;

Analysis of restrictions on \alpha and \beta:

- linear restrictions
- \alpha x \beta restrictions are variation free
- \alpha has only within-equation restrictions
- \alpha restrictions are homogenous
- \alpha restrictions are simple
- \beta is unrestricted
- the restrictions do not identify all cointegrating vectors

General cointegration test 1985 (1) to 2002 (3)

\beta'

	ea	ia	ta	Constant
	0.61845	-0.75285	-0.19072	-0.16834

\alpha

ea	-0.80563
ia	0.00000
ta	-0.048358

Standard errors of alpha

ea	0.23654
ia	0.00000
ta	0.10281

Restricted long-run matrix  $Po = \alpha * \beta'$ , rank 1

ea 5

The restrictions do not identify all cointegrating vectors.

loglik = 1419.0623 -log|\Omega| = 13.710746 unrestr. loglik = 1425.5975

LR-test, rank=1:  $\chi^2(1) = 13.07 [0.0003] **$

General cointegration restrictions:

$\alpha_2 = 0$ ;

Analysis of restrictions on  $\alpha$  and  $\beta$ :

- linear restrictions
- $\alpha \times \beta$  restrictions are variation free
- $\alpha$  has only within-equation restrictions
- $\alpha$  restrictions are homogenous
- $\alpha$  restrictions are simple
- $\beta$  is unrestricted
- the restrictions do not identify all cointegrating vectors

General cointegration test 1985 (1) to 2002 (3)

\beta'

	ea	ia	ta	Constant
	0.44754	-0.40842	-0.49940	0.58336

\alpha

ea	-0.70659
ia	-0.44639
ta	0.00000

Standard errors of alpha

ea	0.24281
ia	0.10200
ta	0.00000

Restricted long-run matrix  $Po = \alpha * \beta'$ , rank 1

	ea	ia	ta	Constant
ea	-0.31623	0.28859	0.35287	-0.41220
ia	-0.19978	0.18231	0.22292	-0.26040
ta	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000

Reduced form  $\beta'$

	ia	ta	Constant
ea	0.91259	1.1159	-1.3035

Moving average impact matrix

ea	-4.4986	-2.2978	-2.1522
ia	-3.8777	-1.4338	-2.3024
ta	-0.86016	-0.88658	-0.045774

The restrictions do not identify all cointegrating vectors.

loglik = 1425.4678  $-\log|\Omega| = 13.772636$  unrestr. loglik = 1425.5975

LR-test, rank=1:  $\chi^2(1) = 0.25924$  [0.6106]

General cointegration restrictions:

$\beta_2 = 0$ ;  $\beta_4 = 0$ ;

Analysis of restrictions on  $\alpha$  and  $\beta$ :

- linear restrictions
- $\alpha \times \beta$  restrictions are variation free
- $\alpha$  has only within-equation restrictions
- $\alpha$  restrictions are homogenous
- $\alpha$  restrictions are simple
- $\beta$  has only within-equation restrictions
- the restrictions do not identify all cointegrating vectors

General cointegration test 1985 (1) to 2002 (3)

$\beta'$

	ea	ia	ta	Constant
	-0.16644	0.00000	0.45363	-0.43941

$\alpha$

ea	0.38750
ia	0.46893

ta 0.00000

Standard errors of alpha

ea 0.25895  
ia 0.10664  
ta 0.00000

Restricted long-run matrix  $Po = \alpha * \beta'$ , rank 1

	ea	ia	ta	Constant
ea	-0.064495	0.00000	0.17578	-0.17027
ia	-0.078048	0.00000	0.21272	-0.20605
ta	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000

Reduced form  $\beta'$

	ia	ta	Constant
ea	0.00000	2.7255	-2.6401

Moving average impact matrix

ea	-1.8195	-1.1684	-0.66756
ia	-3.7882	-0.95393	-1.3899
ta	-0.66756	-0.42867	-0.24493

The restrictions do not identify all cointegrating vectors.

loglik = 1423.7082  $-\log|\Omega| = 13.755634$  unrestr. loglik = 1425.5975

LR-test, rank=1:  $\chi^2(2) = 3.7786$  [0.1512]

General cointegration restrictions:

$\alpha = 0$ ;

Analysis of restrictions on  $\alpha$  and  $\beta$ :

- linear restrictions
- $\alpha \times \beta$  restrictions are variation free
- $\alpha$  has only within-equation restrictions
- $\alpha$  restrictions are homogenous
- $\alpha$  restrictions are simple
- $\beta$  is unrestricted
- the restrictions do not identify all cointegrating vectors

General cointegration test 1985 (1) to 2002 (3)

$\beta'$

	ea	ia	ta	Constant
	0.44754	-0.40842	-0.49940	0.58336

$\alpha$

ea -0.70659

ia	-0.44639
ta	0.00000

Standard errors of alpha

ea	0.24281
ia	0.10200
ta	0.00000

Restricted long-run matrix  $Po = \alpha * \beta'$ , rank 1

	ea	ia	ta	Constant
ea	-0.31623	0.28859	0.35287	-0.41220
ia	-0.19978	0.18231	0.22292	-0.26040
ta	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000

Reduced form  $\beta'$

	ia	ta	Constant
ea	0.91259	1.1159	-1.3035

Moving average impact matrix

ea	-4.4986	-2.2978	-2.1522
ia	-3.8777	-1.4338	-2.3024
ta	-0.86016	-0.88658	-0.045774

The restrictions do not identify all cointegrating vectors.

loglik = 1425.4678 -log|\Omega| = 13.772636 unrestr. loglik = 1425.5975

LR-test, rank=1:  $\chi^2(1) = 0.25924$  [0.6106]

General cointegration restrictions:

$\alpha_2 = 0$ ;  $\alpha_4 = \alpha_5$ ;

Analysis of restrictions on  $\alpha$  and  $\beta$ :

- linear restrictions
- $\alpha \times \beta$  restrictions are variation free
- $\alpha$  has only within-equation restrictions
- $\alpha$  restrictions are homogenous
- $\alpha$  restrictions are simple
- $\beta$  has only within-equation restrictions
- the restrictions do not identify all cointegrating vectors

General cointegration test 1985 (1) to 2002 (3)

$\beta'$

	ea	ia	ta	Constant
	-0.41125	0.40551	0.40551	-0.49126

$\alpha$

ea	0.91882
ia	0.52142
ta	0.00000

Standard errors of alpha

ea	0.29178
ia	0.12359
ta	0.00000

Restricted long-run matrix  $Po = \alpha \beta'$ , rank 1

	ea	ia	ta	Constant
ea	-0.37787	0.37259	0.37259	-0.45138
ia	-0.21444	0.21144	0.21144	-0.25615
ta	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000

Reduced form  $\beta'$

	ia	ta	Constant
ea	0.98604	0.98604	-1.1945

Moving average impact matrix

ea	-6.3004	-3.4495	-2.9401
ia	-4.9898	-2.2592	-2.8013
ta	-1.3997	-1.2391	-0.18047

The restrictions do not identify all cointegrating vectors.

loglik = 1425.3734 -log|\Omega| = 13.771724 unrestr. loglik = 1425.5975

LR-test, rank=1:  $\chi^2(2) = 0.44804$  [0.7993]

Modelo VECM

$$D(EA) = -0.36*(EA(-1) - 1.15*TA(-1) - 0.795*IA(-1) + 0.94 - 0.25*D(EA(-1)) - 0.13*D(EA(-2)) - 0.13*D(EA(-3)) - 0.08*D(EA(-4)) + 0.012*D(EA(-5)) - 0.12*D(EA(-6)) - 0.07*D(EA(-7)) - 0.07*D(EA(-8)) - 0.09*D(EA(-9)) + 0.04*D(EA(-10)) - 0.04*D(EA(-11)) + 0.20*D(EA(-12)) - 0.35*D(TA(-1)) + 0.03*D(TA(-2)) - 0.30*D(TA(-3)) + 0.34*D(TA(-4)) - 0.17*D(TA(-5)) - 0.32*D(TA(-6)) - 0.17*D(TA(-7)) + 0.06*D(TA(-8)) - 0.28*D(TA(-9)) - 0.21*D(TA(-10)) - 0.05*D(TA(-11)) - 0.26*D(TA(-12)) - 0.15*D(IA(-1)) + 0.06*D(IA(-2)) + 0.29*D(IA(-3)) + 0.05*D(IA(-4)) + 0.24*D(IA(-5)) + 0.04*D(IA(-6)) + 0.19*D(IA(-7)) + 0.15*D(IA(-8)) - 0.08*D(IA(-9)) - 0.34*D(IA(-10)) - 0.15*D(IA(-11)) - 0.05*D(IA(-12)) + 0.05 - 0.15*MERCOSUR + 0.02*PLANREAL + 0.07*I8607 - 0.01*I8903 + 0.59*I8907 + 0.54*I8912 - 0.15*I9001 - 0.68*I9504 + 0.38*I9901 + 0.55*I0101 - 0.31*I0201 - 0.39*S1 + 0.01*S2 + 0.12*S3 + 0.25*S4 + 0.15*S5 + 0.13*S6 + 0.0004*S7 + 0.01*S8 + 0.07*S9 - 0.05*S10 - 0.05*S11$$

$$D(TA) = 0.02*(EA(-1) - 1.15*TA(-1) - 0.79*IA(-1) + 0.94 - 0.05*D(EA(-1)) - 0.09*D(EA(-2)) + 0.01*D(EA(-3)) + 0.01*D(EA(-4)) - 0.01*D(EA(-5)) - 0.02*D(EA(-6)) - 0.06*D(EA(-7)) - 0.04*D(EA(-8)) - 0.04*D(EA(-9)) - 0.10*D(EA(-10)) - 0.03*D(EA(-11)) + 0.03*D(EA(-12)) + 0.01*D(TA(-1)) + 0.30*D(TA(-2)) + 0.02*D(TA(-3)) - 0.01*D(TA(-4)) - 0.11*D(TA(-5)) - 0.06*D(TA(-6)) + 0.08*D(TA(-7)) + 0.37*D(TA(-8)) + 0.11*D(TA(-9)) - 0.13*D(TA(-10)) + 0.17*D(TA(-11)) + 0.1083902574*D(TA(-12)) - 0.08835904006*D(IA(-1)) + 0.0127304435*D(IA(-2)) - 0.01436157127*D(IA(-3)) + 0.13*D(IA(-4)) + 0.13*D(IA(-5)) + 0.01*D(IA(-6)) + 0.003*D(IA(-7)) + 0.05*D(IA(-8)) + 0.27*D(IA(-9)) + 0.186687015*D(IA(-10)) - 0.06177722091*D(IA(-11)) - 0.1359146139*D(IA(-12)) - 0.07518651128 + 0.02*MERCOSUR - 0.0002*PLANREAL + 0.02*I8607 - 0.51*I8903 + 0.89*I8907 - 0.07*I8912 +$$

1.14\*I9001 - 0.01\*I9504 + 0.003110297487\*I9901 - 0.007900978189\*I0101 - 0.5574737359\*I0201 + 0.04829354734\*S1 - 0.00797553931\*S2 + 0.05\*S3 + 0.10\*S4 + 0.04\*S5 + 0.09\*S6 + 0.07\*S7 + 0.04\*S8 + 0.08\*S9 + 0.11\*S10 + 0.05\*S11

D(IA) = - 0.17\*( EA(-1) - 1.15\*TA(-1) - 0.79\*IA(-1) + 0.94 + 0.27\*D(EA(-1)) + 0.26\*D(EA(-2)) + 0.17\*D(EA(-3)) + 0.10\*D(EA(-4)) + 0.08\*D(EA(-5)) - 0.001\*D(EA(-6)) + 0.03\*D(EA(-7)) + 0.05\*D(EA(-8)) + 0.02\*D(EA(-9)) - 0.002\*D(EA(-10)) - 0.001\*D(EA(-11)) + 0.03\*D(EA(-12)) - 0.8\*D(TA(-1)) + 0.15\*D(TA(-2)) - 0.13\*D(TA(-3)) - 0.11\*D(TA(-4)) - 0.12\*D(TA(-5)) - 0.08\*D(TA(-6)) - 0.09\*D(TA(-7)) - 0.04\*D(TA(-8)) - 0.08\*D(TA(-9)) - 0.09\*D(TA(-10)) - 0.05\*D(TA(-11)) + 0.01\*D(TA(-12)) - 0.70\*D(IA(-1)) - 0.41\*D(IA(-2)) + 0.12\*D(IA(-3)) + 0.10\*D(IA(-4)) + 0.02\*D(IA(-5)) + 0.03\*D(IA(-6)) - 0.21\*D(IA(-7)) - 0.20\*D(IA(-8)) - 0.01\*D(IA(-9)) + 0.04\*D(IA(-10)) + 0.16\*D(IA(-11)) - 0.01\*D(IA(-12)) + 0.01 - 0.08\*MERCOSUR + 0.01\*PLANREAL - 0.06\*I8607 + 0.17\*I8903 + 0.17\*I8907 + 0.12\*I8912 + 0.37\*I9001 - 0.27\*I9504 + 0.004\*I9901 + 0.07\*I0101 - 0.18\*I0201 - 0.05\*S1 - 0.13\*S2 + 0.15\*S3 + 0.10\*S4 + 0.09\*S5 + 0.04\*S6 + 0.07\*S7 + 0.07\*S8 - 0.04\*S9 + 0.02\*S10 + 0.02\*S11

Date: 08/21/02 Time: 12:58  
 Sample(adjusted): 1985:01 2002:03  
 Included observations: 207 after adjusting endpoints  
 Standard errors & t-statistics in parentheses

Cointegrating Eq:		CointEq1		
EA(-1)		1.000000		
TA(-1)		-1.149928	(0.30273)	(-3.79849)
IA(-1)		-0.791850	(0.21934)	(-3.61013)
C		0.942371		
Error Correction:	D(EA)	D(TA)	D(IA)	
CointEq1	-0.356345	0.015634	-0.175096	
	(0.11583)	(0.04798)	(0.05050)	
	(-3.07651)	(0.32582)	(-3.46737)	
D(EA(-1))	-0.250105	-0.052009	0.270260	
	(0.13454)	(0.05573)	(0.05866)	
	(-1.85896)	(-0.93315)	(4.60752)	
D(EA(-2))	-0.132006	-0.090072	0.258221	
	(0.14174)	(0.05872)	(0.06179)	
	(-0.93135)	(-1.53404)	(4.17875)	
D(EA(-3))	-0.127556	0.013580	0.166406	
	(0.14733)	(0.06103)	(0.06423)	
	(-0.86581)	(0.22252)	(2.59077)	
D(EA(-4))	-0.075598	0.014521	0.102513	
	(0.14821)	(0.06140)	(0.06461)	
	(-0.51008)	(0.23651)	(1.58654)	
D(EA(-5))	0.012355	-0.011249	0.085158	
	(0.14254)	(0.05905)	(0.06214)	
	(0.08668)	(-0.19050)	(1.37036)	
D(EA(-6))	-0.125029	-0.024421	-0.000680	
	(0.14256)	(0.05906)	(0.06215)	
	(-0.87702)	(-0.41352)	(-0.01094)	
D(EA(-7))	-0.066058	-0.060225	0.035324	
	(0.14204)	(0.05884)	(0.06192)	
	(-0.46508)	(-1.02353)	(0.57044)	

D(EA(-8))	-0.034768 (0.13908) (-0.25000)	-0.036845 (0.05761) (-0.63953)	0.045799 (0.06063) (0.75534)
D(EA(-9))	-0.092873 (0.12749) (-0.72846)	-0.042845 (0.05281) (-0.81122)	0.024524 (0.05558) (0.44122)
D(EA(-10))	0.035984 (0.11326) (0.31771)	-0.097077 (0.04692) (-2.06906)	-0.002483 (0.04938) (-0.05028)
D(EA(-11))	-0.038141 (0.09890) (-0.38566)	-0.033345 (0.04097) (-0.81388)	-0.000769 (0.04312) (-0.01784)
D(EA(-12))	0.196794 (0.07826) (2.51454)	0.028372 (0.03242) (0.87513)	0.033347 (0.03412) (0.97734)
D(TA(-1))	-0.353387 (0.16418) (-2.15249)	0.012244 (0.06801) (0.18003)	-0.077843 (0.07158) (-1.08755)
D(TA(-2))	0.033210 (0.16017) (0.20734)	0.302367 (0.06635) (4.55711)	0.155491 (0.06983) (2.22674)
D(TA(-3))	-0.304296 (0.17119) (-1.77756)	0.016984 (0.07092) (0.23950)	-0.126279 (0.07463) (-1.69199)
D(TA(-4))	0.340685 (0.17362) (1.96225)	-0.010559 (0.07192) (-0.14681)	-0.107452 (0.07569) (-1.41956)
D(TA(-5))	-0.172729 (0.19692) (-0.87714)	-0.105570 (0.08158) (-1.29412)	-0.122265 (0.08585) (-1.42412)
D(TA(-6))	-0.320524 (0.17572) (-1.82407)	-0.063664 (0.07279) (-0.87458)	-0.076995 (0.07661) (-1.00504)
D(TA(-7))	-0.171208 (0.17591) (-0.97329)	0.082427 (0.07287) (1.13113)	-0.018491 (0.07669) (-0.24111)
D(TA(-8))	0.061914 (0.16452) (0.37633)	0.375386 (0.06815) (5.50794)	-0.039834 (0.07173) (-0.55536)
D(TA(-9))	-0.284595 (0.14995) (-1.89787)	0.114077 (0.06212) (1.83640)	-0.078924 (0.06538) (-1.20723)
D(TA(-10))	-0.213844 (0.15615) (-1.36945)	-0.129212 (0.06469) (-1.99748)	-0.092236 (0.06808) (-1.35484)
D(TA(-11))	-0.049319 (0.16130) (-0.30577)	0.172856 (0.06682) (2.58697)	-0.046876 (0.07032) (-0.66660)
D(TA(-12))	-0.256984 (0.14818) (-1.73432)	0.108390 (0.06138) (1.76580)	0.007727 (0.06460) (0.11960)
D(IA(-1))	-0.152361	-0.088359	-0.700901

	(0.23374)	(0.09683)	(0.10190)
	(-0.65185)	(-0.91254)	(-6.87806)
D(IA(-2))	0.057145	0.012730	-0.413288
	(0.25035)	(0.10371)	(0.10915)
	(0.22826)	(0.12275)	(-3.78651)
D(IA(-3))	0.287711	-0.014362	0.122351
	(0.25279)	(0.10472)	(0.11021)
	(1.13815)	(-0.13714)	(1.11017)
D(IA(-4))	0.054704	0.135575	0.101337
	(0.26544)	(0.10996)	(0.11572)
	(0.20609)	(1.23295)	(0.87568)
D(IA(-5))	0.242726	0.125709	0.025541
	(0.26372)	(0.10925)	(0.11498)
	(0.92038)	(1.15065)	(0.22214)
D(IA(-6))	0.043324	0.009349	0.030718
	(0.27468)	(0.11379)	(0.11975)
	(0.15773)	(0.08216)	(0.25651)
D(IA(-7))	0.192561	0.002774	-0.214130
	(0.27543)	(0.11410)	(0.12008)
	(0.69913)	(0.02431)	(-1.78321)
D(IA(-8))	0.155736	0.053827	-0.201284
	(0.27067)	(0.11213)	(0.11801)
	(0.57537)	(0.48005)	(-1.70571)
D(IA(-9))	-0.077728	0.275191	-0.014595
	(0.26274)	(0.10884)	(0.11455)
	(-0.29583)	(2.52831)	(-0.12741)
D(IA(-10))	-0.340245	0.186687	0.037036
	(0.23154)	(0.09592)	(0.10095)
	(-1.46947)	(1.94631)	(0.36689)
D(IA(-11))	-0.149372	-0.061777	0.158560
	(0.20730)	(0.08587)	(0.09038)
	(-0.72057)	(-0.71939)	(1.75445)
D(IA(-12))	-0.050610	-0.135915	-0.015215
	(0.18048)	(0.07477)	(0.07869)
	(-0.28041)	(-1.81783)	(-0.19337)
C	0.051049	-0.075187	0.010729
	(0.08100)	(0.03355)	(0.03531)
	(0.63024)	(-2.24072)	(0.30383)
MERCOSUR	-0.150704	0.020412	-0.079035
	(0.05983)	(0.02479)	(0.02609)
	(-2.51880)	(0.82352)	(-3.02988)
PLANREAL	0.021751	-0.000225	0.013671
	(0.04268)	(0.01768)	(0.01861)
	(0.50961)	(-0.01271)	(0.73466)
18607	0.066334	0.021394	-0.065350
	(0.23603)	(0.09778)	(0.10290)
	(0.28104)	(0.21880)	(-0.63506)
18903	-0.008984	-0.514892	0.173949
	(0.23072)	(0.09558)	(0.10059)
	(-0.03894)	(-5.38721)	(1.72933)
18907	0.586894	0.888782	0.170543
	(0.28194)	(0.11680)	(0.12292)
	(2.08164)	(7.60973)	(1.38745)

I8912	0.540117 (0.33035) (1.63499)	-0.068972 (0.13685) (-0.50400)	0.117435 (0.14402) (0.81538)
I9001	-0.155628 (0.32548) (-0.47814)	1.139837 (0.13483) (8.45361)	0.367736 (0.14190) (2.59146)
I9504	-0.683069 (0.22193) (-3.07786)	-0.011892 (0.09194) (-0.12935)	-0.273056 (0.09676) (-2.82211)
I9901	0.378941 (0.22272) (1.70145)	0.003110 (0.09226) (0.03371)	0.003880 (0.09710) (0.03996)
I0101	0.552897 (0.22380) (2.47055)	-0.007901 (0.09271) (-0.08522)	0.066272 (0.09757) (0.67923)
I0201	-0.312867 (0.24188) (-1.29346)	-0.557474 (0.10020) (-5.56348)	-0.184373 (0.10546) (-1.74835)
S1	-0.391414 (0.11068) (-3.53645)	0.048294 (0.04585) (1.05329)	-0.046774 (0.04825) (-0.96933)
S2	0.010985 (0.10305) (0.10659)	-0.007976 (0.04269) (-0.18682)	-0.132567 (0.04493) (-2.95064)
S3	0.116882 (0.11012) (1.06145)	0.045817 (0.04562) (1.00440)	0.150485 (0.04801) (3.13461)
S4	0.249565 (0.10845) (2.30123)	0.099158 (0.04493) (2.20714)	0.100874 (0.04728) (2.13351)
S5	0.151597 (0.10913) (1.38915)	0.041705 (0.04521) (0.92253)	0.088385 (0.04758) (1.85770)
S6	0.131018 (0.11637) (1.12587)	0.091854 (0.04821) (1.90539)	0.042220 (0.05073) (0.83217)
S7	0.000398 (0.11189) (0.00356)	0.069034 (0.04635) (1.48934)	0.068400 (0.04878) (1.40216)
S8	0.008968 (0.11214) (0.07997)	0.038049 (0.04645) (0.81906)	0.073815 (0.04889) (1.50984)
S9	0.067783 (0.11141) (0.60844)	0.085171 (0.04615) (1.84548)	-0.045881 (0.04857) (-0.94462)
S10	-0.054320 (0.11127) (-0.48819)	0.110040 (0.04609) (2.38731)	0.025034 (0.04851) (0.51605)
S11	-0.045988 (0.10784) (-0.42645)	0.052270 (0.04467) (1.17005)	0.021609 (0.04702) (0.45962)
R-squared	0.796783	0.740245	0.707017
Adj. R-squared	0.715220	0.635990	0.589425

Sum sq. resids	6.116593	1.049670	1.162609
S.E. equation	0.203984	0.084502	0.088932
Log likelihood	70.77709	253.1989	242.6221
Akaike AIC	-0.104126	-1.866656	-1.764465
Schwarz SC	0.861879	-0.900650	-0.798459
Mean dependent	-0.000369	-0.001618	0.001821
S.D. dependent	0.382244	0.140059	0.138791
<hr/>			
Determinant Residual Covariance		7.83E-07	
Log Likelihood		574.0452	
Akaike Information Criteria		-3.778214	
Schwarz Criteria		-0.831897	

### A.2.2 Determinantes de las exportaciones uruguayas a Brasil

Cointegration analysis 1985 (1) to 2002 (3)

eigenvalue	loglik	for rank
	1415.03	0
0.130067	1429.45	1
0.0493037	1434.68	2
0.00538527	1435.24	3

Ho:rank=p	-Tlog(1-\mu)	using T-nm	95%	-T\Sum log(.)	using T-nm	95%
p == 0	28.84**	23.83*	22.0	40.43*	33.4	34.9
p <= 1	10.47	8.646	15.7	11.58	9.569	20.0
p <= 2	1.118	0.9234	9.2	1.118	0.9234	9.2

standardized \beta' eigenvectors

eb	ib	tb	Constant
1.0000	-2.4901	-0.69152	11.048
1.1110	1.0000	-3.7812	-1.8246
2.3984	-0.40991	1.0000	-24.340

standardized \alpha coefficients

eb	0.14656	-0.036840	-0.016226
ib	0.11735	-0.012992	0.0043179
tb	0.036409	0.016905	-0.00044261

long-run matrix  $Po = \alpha * \beta'$ , rank 3

	eb	ib	tb	Constant
eb	0.066711	-0.39512	0.021725	2.0813
ib	0.11327	-0.30697	-0.027706	1.2151
tb	0.054128	-0.073576	-0.089539	0.38217

Number of lags used in the analysis: 12

Variables entered unrestricted:

CSeason\_5 CSeason\_3 CSeason\_4 i8812 i8701 i9104

i9101 e8911 i9003 CSeason\_2 CSeason\_6 CSeason\_7  
 CSeason\_8 CSeason\_9 CSeason\_10 pb mercosur i8607  
 i9901 i9701 i9904 CSeason\_1 CSeason

Variables entered restricted:

Constant

eb :Portmanteau 12 lags= 4.3344  
 ib :Portmanteau 12 lags= 6.9365  
 tb :Portmanteau 12 lags= 10.488  
 eb :AR 1- 7 F( 7,140) = 1.0452 [0.4025]  
 ib :AR 1- 7 F( 7,140) = 1.4622 [0.1856]  
 tb :AR 1- 7 F( 7,140) = 3.9562 [0.0006] \*\*  
 eb :Normality Chi^2(2)= 5.1481 [0.0762]  
 ib :Normality Chi^2(2)= 3.7454 [0.1537]  
 tb :Normality Chi^2(2)= 42.084 [0.0000] \*\*  
 eb :ARCH 7 F( 7,133) = 0.71435 [0.6599]  
 ib :ARCH 7 F( 7,133) = 0.36818 [0.9194]  
 tb :ARCH 7 F( 7,133) = 3.4175 [0.0022] \*\*  
 eb :Xi^2 F(72, 74) = 0.81682 [0.8049]  
 ib :Xi^2 F(72, 74) = 0.36403 [1.0000]  
 tb :Xi^2 F(72, 74) = 1.3276 [0.1139]  
 Vector portmanteau 12 lags= 65.417  
 Vector AR 1-7 F(63,370) = 1.1228 [0.2567]  
 Vector normality Chi^2( 6)= 49.197 [0.0000] \*\*  
 Vector Xi^2 F(432,422) = 0.7217 [0.9996]

Progress to date

system	T	p		log-likelihood	SC	HQ	AIC
107	207	180	COINT	1435.2420	-9.2299	-10.956	-12.867
95	207	189	RCOINT	1458.2502	-9.2204	-11.033	-13.089

Tests of system reduction

System 95 --> System107: F( 9, 345) = 3.6742 [0.0002] \*\*

General cointegration restrictions:

&3=0;

Analysis of restrictions on \alpha and \beta:

- linear restrictions
- \alpha x \beta restrictions are variation free
- \alpha is unrestricted
- \beta has only within-equation restrictions
- the restrictions do not identify all cointegrating vectors

General cointegration test 1985 (1) to 2002 (3)

\beta'	eb	ib	tb	Constant
	0.00000	-0.19227	0.015497	1.3254

\alpha	eb	1.5940
	ib	0.82384
	tb	-0.041737

Standard errors of alpha	eb	0.64481
	ib	0.28717
	tb	0.17365

Restricted long-run matrix  $Po = \alpha * \beta'$ , rank 1

	eb	ib	tb	Constant
eb	0.00000	-0.30648	0.024702	2.1127
ib	0.00000	-0.15840	0.012767	1.0919
tb	0.00000	0.0080247	-0.00064679	-0.055317

Standard errors of long-run matrix

eb	0.00000	0.12398	0.0099925	0.85462
ib	0.00000	0.055213	0.0044501	0.38060
tb	0.00000	0.033388	0.0026910	0.23015

Moving average impact matrix

eb	-0.44819	0.0061841	0.076726
ib	0.011908	0.012387	0.15368
tb	0.14775	0.15368	1.9067

The restrictions do not identify all cointegrating vectors.

loglik = 1422.8917 -log|\Omega| = 13.747746 unrestr. loglik = 1429.4501

LR-test, rank=1:  $\chi^2(1) = 13.117 [0.0003] **$

General cointegration restrictions:

$\beta = 0$ ;

Analysis of restrictions on  $\alpha$  and  $\beta$ :

- linear restrictions
- $\alpha \times \beta$  restrictions are variation free
- $\alpha$  is unrestricted
- $\beta$  has only within-equation restrictions
- the restrictions do not identify all cointegrating vectors

General cointegration test 1985 (1) to 2002 (3)

\beta'	eb	ib	tb	Constant
	-0.13590	0.00000	0.38048	-0.30885

\alpha	eb	ib	tb
	0.30698	0.074084	-0.19860

Standard errors of alpha	eb	ib	tb
	0.27760	0.12483	0.071787

Restricted long-run matrix $Po = \alpha * \beta'$ , rank 1				
	eb	ib	tb	Constant
eb	-0.041718	0.00000	0.11680	-0.094810
ib	-0.010068	0.00000	0.028187	-0.022881
tb	0.026990	0.00000	-0.075564	0.061339

Reduced form \beta'			
	ib	tb	Constant
eb	0.00000	2.7997	-2.2726

Standard errors of long-run matrix				
eb	0.037727	0.00000	0.10562	0.085738
ib	0.016964	0.00000	0.047494	0.038553
tb	0.0097558	0.00000	0.027313	0.022171

Moving average impact matrix			
eb	0.47947	0.39116	0.17126
ib	0.17799	0.49815	0.063575
tb	0.17126	0.13972	0.061171

The restrictions do not identify all cointegrating vectors.  
 loglik = 1420.44 -log|\Omega| = 13.724058 unrestr. loglik = 1429.4501  
 LR-test, rank=1:  $\chi^2(1) = 18.02 [0.0000]$  \*\*

General cointegration restrictions:

$\pi = 0$ ;

Analysis of restrictions on  $\alpha$  and  $\beta$ :

- linear restrictions
- $\alpha \times \beta$  restrictions are variation free
- $\alpha$  is unrestricted
- $\beta$  has only within-equation restrictions
- the restrictions do not identify all cointegrating vectors

General cointegration test 1985 (1) to 2002 (3)

\beta'

	eb	ib	tb	Constant
	0.12047	-0.35867	0.00000	1.3823

\alpha

eb	1.1676
ib	0.82447
tb	0.085688

Standard errors of alpha

eb	0.48849
ib	0.21276
tb	0.13123

Restricted long-run matrix  $Po = \alpha * \beta'$ , rank 1

	eb	ib	tb	Constant
eb	0.14066	-0.41879	0.00000	1.6140
ib	0.099323	-0.29572	0.00000	1.1396
tb	0.010323	-0.030734	0.00000	0.11844

Reduced form \beta'

	ib	tb	Constant
eb	2.9773	0.00000	-11.474

Standard errors of long-run matrix

eb	0.058848	0.17521	0.00000	0.67523
ib	0.025631	0.076310	0.00000	0.29409
tb	0.015809	0.047067	0.00000	0.18139

Moving average impact matrix

eb	-0.66595	-0.22368	0.011218
ib	-0.22368	-0.075126	0.0037679
tb	-0.073828	-0.024797	1.5501

The restrictions do not identify all cointegrating vectors.

loglik = 1427.6027 -log|\Omega| = 13.793263 unrestr. loglik = 1429.4501

LR-test, rank=1:  $\chi^2(1) = 3.6949 [0.0546]$

General cointegration restrictions:

&0=0;

Analysis of restrictions on \alpha and \beta:

- linear restrictions

- $\alpha$  x  $\beta$  restrictions are variation free
- $\alpha$  has only within-equation restrictions
- $\alpha$  restrictions are homogenous
- $\alpha$  restrictions are simple
- $\beta$  is unrestricted
- the restrictions do not identify all cointegrating vectors

General cointegration test 1985 (1) to 2002 (3)

$\beta'$

	eb	ib	tb	Constant
	-0.11161	0.23766	0.095214	-1.0225

$\alpha$

eb	0.00000
ib	-0.94244
tb	-0.53143

Standard errors of  $\alpha$

eb	0.00000
ib	0.30681
tb	0.18304

Restricted long-run matrix  $Po = \alpha * \beta'$ , rank 1

	eb	ib	tb	Constant
eb	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
ib	0.10519	-0.22398	-0.089734	0.96367
tb	0.059314	-0.12630	-0.050600	0.54340

Reduced form  $\beta'$

	ib	tb	Constant
eb	2.1294	0.85309	-9.1615

Moving average impact matrix

eb	0.29426	0.14029	-0.0052559
ib	0.13743	0.17116	-0.26612
tb	0.0018820	-0.26276	0.65809

The restrictions do not identify all cointegrating vectors.

loglik = 1427.1789 -log|\Omega| = 13.789169 unrestr. loglik = 1429.4501  
 LR-test, rank=1:  $\chi^2(1) = 4.5423 [0.0331]$  \*

General cointegration restrictions:

$\beta_1 = 0$ ;

Analysis of restrictions on  $\alpha$  and  $\beta$ :

- linear restrictions
- $\alpha$  x  $\beta$  restrictions are variation free
- $\alpha$  has only within-equation restrictions
- $\alpha$  restrictions are homogenous
- $\alpha$  restrictions are simple
- $\beta$  is unrestricted
- the restrictions do not identify all cointegrating vectors

General cointegration test 1985 (1) to 2002 (3)

$\beta'$

	eb	ib	tb	Constant
	-0.087466	0.15551	0.12642	-0.80117

$\alpha$

eb	-0.15962
ib	0.00000
tb	-0.68728

Standard errors of  $\alpha$

eb	0.78430
ib	0.00000
tb	0.20693

Restricted long-run matrix  $Po = \alpha * \beta'$ , rank 1

	eb	ib	tb	Constant
eb	0.013962	-0.024823	-0.020179	0.12789
ib	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
tb	0.060113	-0.10688	-0.086885	0.55063

Reduced form  $\beta'$

	ib	tb	Constant
eb	1.7779	1.4454	-9.1598

Moving average impact matrix

eb	-0.013761	0.21504	-0.27404
ib	0.22930	0.23879	-0.13509
tb	-0.29158	-0.14496	-0.023422

The restrictions do not identify all cointegrating vectors.

loglik = 1422.7764 -log $|\Omega|$  = 13.746632 unrestr. loglik = 1429.4501

LR-test, rank=1:  $\chi^2(1) = 13.347 [0.0003] **$

General cointegration restrictions:

$\alpha_2 = 0;$

Analysis of restrictions on  $\alpha$  and  $\beta$ :

- linear restrictions
- $\alpha \times \beta$  restrictions are variation free
- $\alpha$  has only within-equation restrictions
- $\alpha$  restrictions are homogenous
- $\alpha$  restrictions are simple
- $\beta$  is unrestricted
- the restrictions do not identify all cointegrating vectors

General cointegration test 1985 (1) to 2002 (3)

$\beta'$

	eb	ib	tb	Constant
	-0.095682	0.27474	0.035862	-1.1889

$\alpha$

eb	-1.7212
ib	-1.1498
tb	0.00000

Standard errors of  $\alpha$

eb	0.63774
ib	0.28485
tb	0.00000

Restricted long-run matrix  $Po = \alpha \beta'$ , rank 1

	eb	ib	tb	Constant
eb	0.16469	-0.47288	-0.061727	2.0464
ib	0.11001	-0.31588	-0.041233	1.3669
tb	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000

Reduced form  $\beta'$

	ib	tb	Constant
eb	2.8713	0.37480	-12.425

Moving average impact matrix

eb	-0.91473	-0.22692	-0.70216
ib	-0.37770	-0.067824	-0.48812
tb	0.45293	-0.085836	1.8660

The restrictions do not identify all cointegrating vectors.

loglik = 1427.8546  $-\log|\Omega| = 13.795697$  unrestr. loglik = 1429.4501

LR-test, rank=1:  $\chi^2(1) = 3.191$  [0.0740]

General cointegration restrictions:

$\alpha_2 = 0$ ;

Analysis of restrictions on  $\alpha$  and  $\beta$ :

- linear restrictions
- $\alpha \times \beta$  restrictions are variation free
- $\alpha$  has only within-equation restrictions
- $\alpha$  restrictions are homogenous
- $\alpha$  restrictions are simple
- $\beta$  is unrestricted
- the restrictions do not identify all cointegrating vectors

General cointegration test 1985 (1) to 2002 (3)

$\beta'$

	eb	ib	tb	Constant
	-0.095682	0.27474	0.035862	-1.1889

$\alpha$

eb	-1.7212
ib	-1.1498
tb	0.00000

Standard errors of  $\alpha$

eb	0.63774
ib	0.28485
tb	0.00000

Restricted long-run matrix  $Po = \alpha \beta'$ , rank 1

	eb	ib	tb	Constant
eb	0.16469	-0.47288	-0.061727	2.0464
ib	0.11001	-0.31588	-0.041233	1.3669
tb	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000

Reduced form  $\beta'$

	ib	tb	Constant
eb	2.8713	0.37480	-12.425

Moving average impact matrix

eb	-0.91473	-0.22692	-0.70216
ib	-0.37770	-0.067824	-0.48812
tb	0.45293	-0.085836	1.8660

The restrictions do not identify all cointegrating vectors.

loglik = 1427.8546  $-\log|\Omega| = 13.795697$  unrestr. loglik = 1429.4501

LR-test, rank=1:  $\chi^2(1) = 3.191$  [0.0740]

## Modelo VECM

$$\begin{aligned}
 D(EB) = & - 0.02*( EB(-1) - 1.42*IB(-1) - 0.98*TB(-1) + 4.47 - 0.39*D(EB(-1)) - 0.25*D(EB(-2)) - \\
 & 0.20*D(EB(-3)) - 0.17*D(EB(-4)) - 0.25*D(EB(-5)) - 0.25*D(EB(-6)) - 0.33*D(EB(-7)) - 0.28*D(EB(-8)) - \\
 & 0.22*D(EB(-9)) - 0.13*D(EB(-10)) - 0.03*D(EB(-11)) + 0.28*D(EB(-12)) + 0.16*D(IB(-1)) + 0.40*D(IB(- \\
 & 2)) + 0.23*D(IB(-3)) + 0.05*D(IB(-4)) + 0.31*D(IB(-5)) + 0.41*D(IB(-6)) + 0.40*D(IB(-7)) + 0.20*D(IB(- \\
 & 8)) - 0.09*D(IB(-9)) - 0.25*D(IB(-10)) - 0.18*D(IB(-11)) - 0.06*D(IB(-12)) + 0.57*D(TB(-1)) - \\
 & 0.019*D(TB(-2)) - 0.08*D(TB(-3)) + 0.504*D(TB(-4)) - 0.30*D(TB(-5)) - 0.02*D(TB(-6)) + 0.18*D(TB(-7)) \\
 & - 0.001*D(TB(-8)) + 0.05*D(TB(-9)) - 0.20*D(TB(-10)) + 0.52*D(TB(-11)) + 0.25*D(TB(-12)) + 0.001*PB \\
 & - 0.01*MERCOSUR + 1.30*I8607 + 0.04*I9901 - 1.17*I8701 - 1.04*I9101 + 0.98*I8812 + 0.09*I9701 - \\
 & 0.11*I9904 - 0.23*S1 - 0.05*S2 + 0.11*S3 + 0.02*S4 - 0.002*S5 + 0.02*S6 + 0.01*S7 - 0.01*S8 - 0.01*S9 - \\
 & 0.08*S10 - 0.08*S11
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 D(IB) = & 0.05*( EB(-1) - 1.42*IB(-1) - 0.98*TB(-1) + 4.47 + 0.09*D(EB(-1)) + 0.11*D(EB(-2)) + \\
 & 0.08*D(EB(-3)) + 0.04*D(EB(-4)) + 0.02*D(EB(-5)) + 0.02*D(EB(-6)) - 0.03*D(EB(-7)) + 0.02*D(EB(-8)) \\
 & + 0.06*D(EB(-9)) + 0.02*D(EB(-10)) + 0.015*D(EB(-11)) + 0.05*D(EB(-12)) - 0.61*D(IB(-1)) - \\
 & 0.31*D(IB(-2)) - 0.121*D(IB(-3)) - 0.14*D(IB(-4)) - 0.09*D(IB(-5)) + 0.06*D(IB(-6)) - 0.07*D(IB(-7)) - \\
 & 0.12*D(IB(-8)) - 0.11*D(IB(-9)) - 0.16*D(IB(-10)) - 0.09*D(IB(-11)) + 0.001*D(IB(-12)) + 0.159*D(TB(- \\
 & 1)) + 0.19*D(TB(-2)) - 0.13*D(TB(-3)) + 0.15*D(TB(-4)) + 0.04*D(TB(-5)) + 0.10*D(TB(-6)) + \\
 & 0.01921510294*D(TB(-7)) + 0.1315690735*D(TB(-8)) + 0.05528711475*D(TB(-9)) + \\
 & 0.05052582806*D(TB(-10)) + 0.14*D(TB(-11)) - 0.07*D(TB(-12)) + 6.03(e-06)*PB + 0.06*MERCOSUR + \\
 & 0.18*I8607 - 0.16*I9901 - 0.01*I8701 - 0.05*I9101 + 0.29*I8812 - 0.61*I9701 - 0.05*I9904 - 0.10*S1 - \\
 & 0.09*S2 + 0.10*S3 + 0.02*S4 + 0.06*S5 + 0.08*S6 + 0.12*S7 + 0.04*S8 - 0.02*S9 + 0.09*S10 - 0.01*S11
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 D(TB) = & 0.11*( EB(-1) - 1.42*IB(-1) - 0.98*TB(-1) + 4.47 - 0.08*D(EB(-1)) - 0.09*D(EB(-2)) - 0.08*D(EB(- \\
 & 3)) - 0.10*D(EB(-4)) - 0.10*D(EB(-5)) - 0.09*D(EB(-6)) - 0.08*D(EB(-7)) - 0.08*D(EB(-8)) - 0.07*D(EB(- \\
 & 9)) - 0.04*D(EB(-10)) - 0.06*D(EB(-11)) - 0.07*D(EB(-12)) + 0.09*D(IB(-1)) + 0.06*D(IB(-2)) + \\
 & 0.10*D(IB(-3)) + 0.04*D(IB(-4)) + 0.03*D(IB(-5)) + 0.18*D(IB(-6)) + 0.18*D(IB(-7)) + 0.13*D(IB(-8)) + \\
 & 0.04*D(IB(-9)) + 0.01*D(IB(-10)) + 0.01*D(IB(-11)) - 0.01*D(IB(-12)) + 0.02*D(TB(-1)) - 0.04*D(TB(-2)) \\
 & - 0.07*D(TB(-3)) + 0.05*D(TB(-4)) + 0.16*D(TB(-5)) - 0.02*D(TB(-6)) - 0.01*D(TB(-7)) + 0.04*D(TB(-8)) \\
 & + 0.15*D(TB(-9)) + 0.04*D(TB(-10)) + 0.09*D(TB(-11)) - 0.01*D(TB(-12)) + 0.0004*PB + \\
 & 0.09*MERCOSUR - 0.21*I8607 - 0.52*I9901 + 0.05*I8701 - 0.15*I9101 + 0.07*I8812 - 0.002*I9701 - \\
 & 0.09*I9904 + 0.03*S1 + 0.05*S2 + 0.07*S3 + 0.03*S4 - 0.006*S5 - 0.005*S6 + 0.07*S7 + 0.06*S8 + \\
 & 0.03*S9 - 0.018*S10 + 0.03*S11
 \end{aligned}$$

Date: 08/21/02 Time: 14:04

Sample(adjusted): 1985:01 2002:03

Included observations: 207 after adjusting endpoints

Standard errors & t-statistics in parentheses

Cointegrating Eq:		CointEq1	
EB(-1)		1.000000	
IB(-1)		-1.420564	
		(0.23755)	
		(-5.98019)	
TB(-1)		-0.977803	
		(0.22715)	
		(-4.30472)	
C		4.474453	
		(2.03580)	
		(2.19788)	
Error Correction:		D(EB)	D(IB)
CointEq1		-0.020913	0.052240
		(0.09242)	(0.04150)
		(-0.22629)	(1.25875)
			0.110914
			(0.02480)
			(4.47212)

D(EB(-1))	-0.396878 (0.11879) (-3.34101)	0.089296 (0.05334) (1.67397)	-0.085232 (0.03188) (-2.67366)
D(EB(-2))	-0.252927 (0.12149) (-2.08183)	0.109364 (0.05456) (2.00456)	-0.090414 (0.03260) (-2.77313)
D(EB(-3))	-0.204060 (0.12202) (-1.67240)	0.081444 (0.05479) (1.48640)	-0.082770 (0.03274) (-2.52779)
D(EB(-4))	-0.175038 (0.11560) (-1.51422)	0.036976 (0.05191) (0.71231)	-0.095851 (0.03102) (-3.08987)
D(EB(-5))	-0.246016 (0.11129) (-2.21059)	0.022619 (0.04998) (0.45260)	-0.104985 (0.02987) (-3.51525)
D(EB(-6))	-0.254390 (0.10482) (-2.42688)	0.016065 (0.04707) (0.34129)	-0.095173 (0.02813) (-3.38335)
D(EB(-7))	-0.328573 (0.10195) (-3.22282)	-0.033696 (0.04578) (-0.73599)	-0.080768 (0.02736) (-2.95207)
D(EB(-8))	-0.281704 (0.10411) (-2.70578)	0.024513 (0.04675) (0.52431)	-0.080773 (0.02794) (-2.89100)
D(EB(-9))	-0.216353 (0.10120) (-2.13793)	0.056030 (0.04544) (1.23296)	-0.068664 (0.02716) (-2.52839)
D(EB(-10))	-0.131130 (0.09709) (-1.35062)	0.015686 (0.04360) (0.35977)	-0.044676 (0.02605) (-1.71470)
D(EB(-11))	-0.034783 (0.08689) (-0.40031)	0.015674 (0.03902) (0.40170)	-0.056610 (0.02332) (-2.42776)
D(EB(-12))	0.275200 (0.07158) (3.84491)	0.054774 (0.03214) (1.70416)	-0.070294 (0.01921) (-3.65966)
D(IB(-1))	0.161472 (0.20333) (0.79413)	-0.610687 (0.09131) (-6.68814)	0.092990 (0.05457) (1.70417)
D(IB(-2))	0.403012 (0.22449) (1.79526)	-0.309260 (0.10081) (-3.06780)	0.061147 (0.06024) (1.01500)
D(IB(-3))	0.233921 (0.23033) (1.01559)	-0.121337 (0.10343) (-1.17310)	0.101090 (0.06181) (1.63546)
D(IB(-4))	0.053207 (0.23238) (0.22896)	-0.138529 (0.10435) (-1.32750)	0.041294 (0.06236) (0.66217)
D(IB(-5))	0.310667 (0.22468) (1.38274)	-0.090088 (0.10089) (-0.89291)	0.034429 (0.06029) (0.57102)
D(IB(-6))	0.412107	0.058259	0.181870

	(0.22214) (1.85516)	(0.09976) (0.58402)	(0.05961) (3.05082)
D(IB(-7))	0.399979 (0.22762) (1.75726)	-0.075733 (0.10221) (-0.74093)	0.185602 (0.06108) (3.03855)
D(IB(-8))	0.204691 (0.23294) (0.87872)	-0.121974 (0.10460) (-1.16605)	0.135045 (0.06251) (2.16031)
D(IB(-9))	-0.090500 (0.23254) (-0.38918)	-0.113968 (0.10442) (-1.09139)	0.039095 (0.06240) (0.62649)
D(IB(-10))	-0.252074 (0.23066) (-1.09284)	-0.157229 (0.10358) (-1.51794)	0.005957 (0.06190) (0.09624)
D(IB(-11))	-0.178605 (0.20890) (-0.85497)	-0.093459 (0.09381) (-0.99626)	0.005695 (0.05606) (0.10158)
D(IB(-12))	-0.060890 (0.16961) (-0.35900)	0.001546 (0.07616) (0.02030)	-0.007942 (0.04552) (-0.17449)
D(TB(-1))	0.572735 (0.25186) (2.27399)	0.159537 (0.11310) (1.41056)	0.017899 (0.06759) (0.26482)
D(TB(-2))	-0.019760 (0.25361) (-0.07791)	0.193753 (0.11389) (1.70129)	-0.003925 (0.06806) (-0.05767)
D(TB(-3))	-0.081784 (0.28628) (-0.28568)	-0.129394 (0.12856) (-1.00653)	-0.068300 (0.07682) (-0.88904)
D(TB(-4))	0.498909 (0.25369) (1.96660)	0.156175 (0.11392) (1.37088)	0.054843 (0.06808) (0.80556)
D(TB(-5))	-0.302515 (0.24885) (-1.21564)	0.043846 (0.11175) (0.39236)	0.155976 (0.06678) (2.33561)
D(TB(-6))	-0.015216 (0.25213) (-0.06035)	0.096035 (0.11322) (0.84820)	-0.016368 (0.06766) (-0.24191)
D(TB(-7))	0.179309 (0.24270) (0.73880)	0.019215 (0.10899) (0.17630)	-0.011907 (0.06513) (-0.18281)
D(TB(-8))	-0.000892 (0.24552) (-0.00363)	0.131569 (0.11025) (1.19333)	0.044411 (0.06589) (0.67405)
D(TB(-9))	0.049055 (0.24781) (0.19796)	0.055287 (0.11128) (0.49682)	0.151386 (0.06650) (2.27642)
D(TB(-10))	-0.204353 (0.25608) (-0.79799)	0.050526 (0.11500) (0.43936)	0.040414 (0.06872) (0.58808)
D(TB(-11))	0.523194 (0.24504) (2.13518)	0.145483 (0.11004) (1.32214)	0.093583 (0.06576) (1.42315)

D(TB(-12))	0.253649 (0.25442) (0.99696)	-0.067567 (0.11425) (-0.59139)	-0.012581 (0.06828) (-0.18427)
PB	0.000795 (0.00075) (1.06486)	6.04E-06 (0.00034) (0.01800)	0.000401 (0.00020) (2.00105)
MERCOSUR	-0.013228 (0.09583) (-0.13803)	0.062327 (0.04304) (1.44827)	0.091322 (0.02572) (3.55089)
18607	1.297233 (0.29280) (4.43041)	0.185392 (0.13149) (1.40998)	-0.208269 (0.07858) (-2.65054)
19901	0.041552 (0.27157) (0.15301)	-0.158047 (0.12195) (-1.29599)	-0.525235 (0.07288) (-7.20708)
18701	-1.170289 (0.30167) (-3.87930)	-0.010240 (0.13547) (-0.07559)	0.045833 (0.08096) (0.56614)
19101	-1.037427 (0.30514) (-3.39980)	-0.045818 (0.13703) (-0.33437)	-0.153057 (0.08189) (-1.86911)
18812	0.985354 (0.27587) (3.57181)	0.293015 (0.12388) (2.36527)	0.067325 (0.07403) (0.90940)
19701	0.095290 (0.26238) (0.36317)	-0.611434 (0.11783) (-5.18929)	-0.002117 (0.07041) (-0.03007)
19904	-0.109000 (0.31999) (-0.34064)	-0.050030 (0.14369) (-0.34817)	-0.093045 (0.08587) (-1.08353)
S1	-0.233021 (0.10350) (-2.25149)	-0.096726 (0.04648) (-2.08119)	0.029283 (0.02777) (1.05433)
S2	-0.051891 (0.09298) (-0.55809)	-0.091050 (0.04175) (-2.18065)	0.048136 (0.02495) (1.92913)
S3	0.113655 (0.09139) (1.24369)	0.099133 (0.04104) (2.41564)	0.065759 (0.02452) (2.68139)
S4	0.022631 (0.09843) (0.22993)	0.015861 (0.04420) (0.35886)	0.028071 (0.02641) (1.06278)
S5	-0.001852 (0.09696) (-0.01910)	0.055918 (0.04354) (1.28428)	-0.006217 (0.02602) (-0.23892)
S6	0.023320 (0.09496) (0.24558)	0.077797 (0.04264) (1.82445)	-0.004750 (0.02548) (-0.18640)
S7	0.012927 (0.09378) (0.13785)	0.119579 (0.04211) (2.83941)	0.069436 (0.02517) (2.75899)
S8	-0.007876	0.043990	0.060287

	(0.09425)	(0.04233)	(0.02529)
	(-0.08356)	(1.03931)	(2.38346)
S9	-0.013067	-0.020143	0.031926
	(0.09617)	(0.04319)	(0.02581)
	(-0.13587)	(-0.46640)	(1.23701)
S10	-0.082169	0.091911	-0.010805
	(0.09787)	(0.04395)	(0.02627)
	(-0.83955)	(2.09122)	(-0.41139)
S11	-0.085098	-0.008046	0.028481
	(0.09705)	(0.04358)	(0.02605)
	(-0.87682)	(-0.18461)	(1.09353)
R-squared	0.710976	0.659673	0.511960
Adj. R-squared	0.603073	0.532618	0.329758
Sum sq. resids	9.012266	1.817379	0.649030
S.E. equation	0.245116	0.110072	0.065779
Log likelihood	30.66242	196.3857	302.9568
Akaike AIC	0.254469	-1.346722	-2.376394
Schwarz SC	1.172175	-0.429017	-1.458689
Mean dependent	0.003378	0.005077	-0.001559
S.D. dependent	0.389060	0.161006	0.080347
Determinant Residual Covariance		1.11E-06	
Log Likelihood		537.9430	
Akaike Information Criteria		-3.506696	
Schwarz Criteria		-0.689180	