

SHOCKS REGIONALES Y EL COMPORTAMIENTO DE LA ECONOMIA URUGUAYA ENTRE 1974 Y 1997

ANDRES MASOLLER (*)

RESUMEN

La economía uruguaya se ha visto históricamente influenciada no solamente por las condiciones económicas predominantes a nivel mundial, sino también por perturbaciones o *shocks* originados en dos países vecinos - Brasil y Argentina - de gran tamaño relativo. Este trabajo investiga el impacto que los *shocks* regionales han tenido sobre algunas variables macroeconómicas de Uruguay.

En primer lugar se desarrolla un modelo sencillo que ayuda a comprender el mecanismo de transmisión de los *shocks* regionales. Tres características distinguen a nuestro modelo del convencional marco teórico de "economía dependiente": (i) introducimos una demanda regional para lo que de otro modo sería un bien no transable (debido a esta característica dicho bien es denominado regional); (ii) suponemos que el precio del bien regional ajusta en forma lenta, por lo que pueden existir desequilibrios en dicho mercado en el corto plazo; (iii) no asumimos pleno empleo del factor trabajo. En nuestro modelo puede existir desempleo de mano de obra debido a las rigideces de los salarios reales.

En la sección empírica del trabajo, se cuantifica la importancia de los *shocks* regionales y se estudia el proceso de ajuste de dos variables macroeconómicas claves: el producto (PBI) y los precios relativos (aproximados por los precios al consumidor medidos en términos de dólares). De la estimación de modelos cuasi-VAR que comprenden variables domésticas, regionales y del resto del mundo surge que la inestabilidad regional fue la principal fuente de perturbaciones externas que enfrentó la economía uruguaya durante el período 1974-1997. El análisis de descomposi-

(*) Banco Central del Uruguay - Area de Investigaciones Económicas. Las ideas desarrolladas en este trabajo son estricta responsabilidad del autor y no comprometen la opinión institucional del BCU.

ción histórica sugiere que la importancia de los *shocks* regionales para la economía uruguaya fue variando considerablemente en el transcurso del período. Encontramos que un *shock* regional favorable expande la producción doméstica, causa inflación y conduce a una apreciación del tipo de cambio real. Estas conclusiones son consistentes con las que surgen del modelo teórico.

I. INTRODUCCION

Históricamente, la economía uruguaya ha estado sujeta a *shocks* provenientes de sus dos grandes países vecinos. Con considerables vínculos económicos con Argentina y Brasil, Uruguay siempre ha tenido dificultades para absorber los *shocks* originados en la región. Es probable que este problema se torne aun más crítico en un futuro cercano a medida que se avance en los acuerdos del MERCOSUR (*Mercado Común del Sur*).¹

En este trabajo buscamos: (i) analizar los efectos de la inestabilidad económica en Argentina y Brasil sobre algunas variables uruguayas y, (ii) identificar las vías a través de las cuales los *shocks* regionales se transmiten. La preocupación por estos temas ha ido en aumento en Uruguay debido a las dificultades que enfrenta el programa de estabilización brasileño (plan Real) y las discusiones acerca de la viabilidad de largo plazo del programa de estabilización argentino (plan de Convertibilidad). Aislar los efectos de los *shocks* regionales es importante no sólo por consideraciones empíricas, sino también por cuestiones normativas.

En primer término se deriva un modelo sencillo que ofrece un marco general para comprender la transmisión de los *shocks* regionales. Hay tres características claves que distinguen nuestro modelo del convencional marco de "economía dependiente": (i) Se introduce una demanda regional para un bien que es no transable con respecto al resto del mundo. La demanda agregada de este bien (llamado bien regional) es por lo tanto la suma de la demanda interna y la regional. Este supuesto intenta capturar un aspecto fundamental de las vinculaciones económicas entre Uruguay y sus vecinos. La proximidad física de Argentina y Brasil permite que haya comercio en bienes y servicios que de otro modo serían considerados no transables. (ii) Se supone un mecanismo de ajuste lento del precio del bien regional, por lo cual en el corto plazo pueden existir excesos de demanda u oferta en ese mercado. La condición de equilibrio se considera solamente como una condición de estado estacionario. (iii) A diferencia de la mayoría de los modelos del tipo Salter-Swan, no se asume que la economía funciona con pleno

1 El MERCOSUR es un acuerdo de libre comercio firmado por Argentina, Brasil, Paraguay y Uruguay en marzo de 1991 (Tratado de Asunción). De acuerdo al mismo, las restricciones comerciales entre estos países desaparecerán totalmente una vez completado el cronograma de integración.

empleo de sus factores productivos. Este modelo permite la existencia de desempleo resultante de la rigidez de los salarios reales.

Si bien consideramos tanto los sistemas de tipo de cambio fijo como los de tipo de cambio flotante, nos concentramos principalmente en la transmisión de *shocks* bajo el primer régimen, dado que este ofrece una aproximación más cercana a las políticas cambiarias seguidas por las autoridades monetarias uruguayas en el período en cuestión.

Del modelo surge que, si un país pequeño sigue un régimen de tipo de cambio fijo y el precio del bien regional es lento en ajustar en el corto plazo, la economía reacciona a un *shock* regional favorable mostrando un superávit comercial inicial y un exceso de demanda en el mercado del bien regional (asumiendo que la economía estaba en estado estacionario antes del *shock*). Si el *shock* es permanente, el nuevo equilibrio a largo plazo será uno con un tipo de cambio real más apreciado (en este modelo el tipo de cambio real se define como el precio relativo del bien transable en términos del bien regional). A largo plazo, la balanza comercial volverá a quedar en equilibrio, pero su composición habrá cambiado. Un mayor déficit del bien transable se verá contrarrestado por una mayor demanda externa por el bien regional. El modelo predice un período de inflación mientras que la economía se ajusta al nuevo equilibrio de largo plazo. Si existe rigidez salarial, el efecto del *shock* regional sobre el empleo dependerá de las elasticidades de la demanda de mano de obra en los sectores transables y regionales, del nivel del salario real vigente en la economía y del peso del bien regional en la canasta de consumo. Con supuestos razonables para los parámetros del modelo, es de esperar que un *shock* regional favorable conduzca a un aumento en el nivel de empleo así como en la producción.

En la sección empírica, se ofrece evidencia de la influencia que los *shocks* regionales ejercen en dos variables macroeconómicas uruguayas: el PBI real y los precios al consumo medidos en términos del dólar estadounidense. Se utiliza la técnica de vectores autorregresivos modificada (cuasi-VAR) para estudiar las interacciones entre las variables del resto del mundo, de la región y del Uruguay. La descomposición de varianza que recomienda Sims (1980) para interpretar los VAR surge como una forma natural de medir la importancia relativa de los *shocks* externos. La metodología VAR también permite analizar las respuestas dinámicas de las variables domésticas ante perturbaciones de origen externo (por medio de las llamadas funciones de impulso-respuesta). Por último, se emplea la técnica de

descomposición histórica de las innovaciones para identificar los períodos en los que la contribución de los *shocks* regionales fue de especial relevancia.

Favaro y Sapelli (1986) intentaron cuantificar la importancia de Argentina y Brasil para la economía uruguaya. Los referidos autores utilizaron los coeficientes estimados de los rezagos en un sistema de regresión con variables internas y regionales para medir la intensidad de los vínculos regionales. Las técnicas econométricas que se utilizan en este trabajo (descomposiciones de varianza, funciones de impulso y respuesta y descomposiciones históricas) nos permitirán cuantificar en forma más precisa la importancia de los *shocks* regionales.

Los resultados de las descomposiciones de varianza indican que la región en su conjunto fue el principal foco de perturbaciones externas que enfrentó la economía uruguaya en el período 1974.I - 1997.I. Se encuentra que un *boom* económico en los países vecinos produce una respuesta positiva y significativa de parte de la producción uruguaya. El cambio en los precios relativos en dichos países (especialmente en Argentina) también afecta al PBI uruguayo y provoca una apreciación inmediata del tipo de cambio real. El efecto a largo plazo de la inflación importada de Argentina es muy significativo: en promedio, una inflación en dólares del 20% en Argentina origina una inflación en dólares del 8% en Uruguay.

La descomposición histórica revela que las variables regionales ejercieron una influencia considerable en las variables uruguayas en ciertos años pero no en otros. La influencia más fuerte de Argentina fue durante el programa de estabilización conocido como la *Tablita* y su posterior colapso (1979-1982), la hiperinflación de 1989, el plan Bonex (1990) y el plan de Convertibilidad (1991-1997). Las variables brasileñas, por su parte, afectaron en mayor medida a las variables uruguayas al comienzo de la crisis de la deuda externa (1981), durante la recuperación económica de 1985, el plan Cruzado (1986), el plan Verano y la hiperinflación que lo siguió (1989), el plan Collor (1990) y durante el plan Real (especialmente en 1996).

El resto de este trabajo se organiza de la siguiente forma: En la sección 2 se presenta el modelo teórico. En la sección 3 se evalúa empíricamente el impacto de los *shocks* regionales sobre las variables uruguayas y se testean las principales implicaciones del modelo. En la sección 4 se concluye y se formulan algunos comentarios finales. Se incluye un anexo en

que se profundiza en la evolución de la influencia de Argentina sobre la base del análisis de descomposición histórica.

II. UN MODELO PARA COMPRENDER LA TRANSMISION DE LOS *SHOCKS* REGIONALES

En esta sección construimos un modelo sencillo de dos sectores para analizar el ajuste dinámico de una pequeña economía abierta frente a *shocks* reales originados en un país vecino. El modelo permite enfatizar la importancia de la integración de los mercados en la transmisión de los *shocks* originados en la región. El marco es especialmente valioso para la discusión de políticas macroeconómicas de corto plazo.

Nuestro análisis está estrechamente vinculado al de Bergara, Dominioni y Licandro (1995) y al de Dominioni y Licandro (1995). Ellos estudiaron el mismo fenómeno desarrollando un modelo basado en tres tipos de bienes (transables, no transables y regionales) en la tradición de la "enfermedad holandesa". En estos trabajos, un *boom* económico en un país vecino aumenta el precio del bien regional con relación a los precios de los bienes transables y no transables.

A nivel empírico no hemos podido encontrar una diferencia estadísticamente significativa en el comportamiento de los precios de los bienes que podrían clasificarse como no transables y los que serían regionales. Por esa razón, en nuestro modelo no haremos una distinción entre estos dos tipos de bienes.

Sin embargo, los efectos de un *boom* regional en el modelo que se desarrolla en este trabajo son similares a los obtenidos por los autores anteriormente mencionados. Nuestro modelo extiende el análisis de ellos introduciendo consideraciones dinámicas y suponiendo la existencia de rigideces en los mercados de bienes y de trabajo.

Talvi (1994), por otro lado, elabora un modelo de optimización intertemporal con bienes transables y regionales para calibrar la importancia de Argentina durante dos intentos de estabilización en Uruguay (la *Tablita* y el plan de estabilización que comenzó en diciembre de 1990). En el modelo de Talvi, el precio del bien transable es fijado por el mercado internacional de acuerdo a la ley de un solo precio, como es estándar en la literatura.

El precio del bien regional también viene dado exógenamente para la economía pequeña (se determina en el país vecino). Este último supuesto no parece adecuado para describir el comportamiento de la inflación en Uruguay, ya que el precio de un conjunto importante de bienes también está influenciado por factores domésticos. A diferencia del modelo de Talvi, en nuestro marco teórico el precio del bien regional está determinado por la interacción de una oferta doméstica y una demanda agregada formada con un componente interno y uno regional.

II.1 El modelo

Un país pequeño produce y consume dos bienes distintos llamados transable (T) y regional (R). La producción en cada sector está dada por una función de producción línealmente homogénea en capital y trabajo. El stock de capital de cada sector es fijo. La mano de obra es homogénea e intersectorialmente móvil.

Como es normal en los modelos de dos bienes, la economía pequeña toma el precio del bien transable como dado en términos de la moneda extranjera. Normalizando los precios externos a 1, el precio interno del bien transable es entonces igual al tipo de cambio, E . El tipo de cambio se define como el precio de la moneda del resto del mundo (digamos, el dólar estadounidense) en términos de la moneda interna. El precio del bien transable en términos del bien regional o tipo de cambio real viene es, por tanto, E/P_R .

El modelo está dado por las siguientes ecuaciones:

Funciones de demanda:

$$D_T = D_T(e, m, d) \quad e = \frac{E}{P_R} \quad D_{T1} < 0, D_{T2} > 0, D_{T3} > 0$$

$$D_R = D_R(e, m, d) \quad m = \frac{M}{E} \quad D_{R1} > 0, D_{R2} > 0, D_{R3} > 0$$

$$D_R^* = D_R^*(e, e^*, d^*) \quad e^* = \frac{E^*}{P_R^*} \quad D_{R1}^* > 0, D_{R2}^* < 0, D_{R3}^* > 0$$

Gasto interno real:

$$d = D_T + \frac{I}{e} D_R \quad d_e < 0$$

Funciones de oferta:

$$S_T = S_T(w_T) = \frac{W}{E} \quad S_{TI} < 0$$

$$S_R = S_R(w_R) = \frac{W}{P_R} \quad S_{RI} < 0$$

Sector externo:

$$CA = S_T - D_T + \frac{I}{e} D_R^* \quad (2.1)$$

$$\dot{R} = CA$$

$$\dot{M} = ER$$

Mecanismo de ajuste del precio del bien regional:

$$\frac{\dot{P}_R}{P_R} = \lambda[(D_R + D_R^*) - S_R] \quad \lambda > 0 \quad (2.2)$$

Precios al consumidor:

$$P = \alpha E + (1 - \alpha) P_R$$

Mercado de trabajo:

$$\bar{L} = L_T(w_T) + L_R(w_R) \quad L_{TI} < 0, L_{RI} < 0 \text{ (salarios flexibles)} \quad (2.3a)$$

$$W = \varphi P \quad \varphi > 0 \quad \text{(salarios r\u00edgidos)} \quad (2.3b)$$

Siguiendo a Rodr\u00edguez (1978) se supone que el dinero, M , es el \u00fanico activo financiero en la econom\u00eda. En este modelo, el stock de dinero en t\u00e9rminos reales equivale a la riqueza financiera de la econom\u00eda. La demanda interna de cada bien es una funci\u00f3n de la cantidad real de dinero medida

en términos del bien transable, M/E , del precio relativo, E/P_R , y del gasto real, d . La demanda del bien regional por parte del país vecino depende del precio relativo interno, E/P_R , del precio relativo en dicho país, E^*/P_R^* (donde E^* es el tipo de cambio bilateral del país vecino con el resto del mundo y P_R^* es el precio de un bien similar en ese país medido en moneda local) y del gasto real en el país vecino, d^* . La demanda agregada para el bien regional es la suma de la demanda interna, $D_{R'}$ y la demanda regional, D_R^* . La oferta del bien regional, $S_{R'}$ es una función del salario real medido en términos del bien en cuestión, W/P_R .

La ecuación (2.1) muestra el saldo en cuenta corriente como la diferencia entre la producción nacional del bien transable, S_T , y la absorción nacional de transables, D_T , más la demanda externa del bien regional, D_R^* , medida en términos del bien transable. En un régimen de tipo de cambio fijo y en ausencia de movimientos de capital, la cuenta corriente es igual al cambio en el stock de reservas internacionales que mantiene el banco central, dR/dt . Suponiendo que no hay operaciones de esterilización por parte de la autoridad monetaria y que no existe ninguna otra fuente de creación de dinero, la cantidad de dinero aumenta (disminuye) por el valor de las compras (ventas) de divisas que realiza el banco central.

El modelo permite un ajuste lento del precio del bien regional ($\lambda < \infty$). De acuerdo con la ecuación (2.2) cualquier diferencia entre la demanda y la oferta del bien regional resultará en presiones ejercidas sobre su precio, P_R .²

Finalmente, el modelo se cierra con dos supuestos diferentes sobre la estructura del mercado de trabajo. Cuando los salarios son flexibles (el caso clásico), los salarios nominales se ajustan continuamente para mantener el mercado de trabajo en equilibrio. En la alternativa de salarios reales rígidos, no rige la condición de equilibrio del mercado de trabajo. En este caso, se supone que el salario nominal, W , está indizado al nivel de precios, P (ecuación 2.3b). El parámetro ϕ representa un nivel exógeno del salario

2 En este modelo, el mecanismo por el cual un exceso de demanda u oferta desaparece puede racionalizarse como sigue. Cuando las empresas enfrentan una demanda mayor a la esperada comienzan a reducir sus inventarios. Con el fin de evitar el agotamiento total de los stocks, las firmas deben aumentar los precios. Continuarán haciéndolo hasta que hayan repuesto completamente sus inventarios. De manera similar, cuando disminuye la demanda, las empresas comienzan a acumular inventarios y se ven obligadas a bajar los precios con el fin de evitar la acumulación excesiva de stocks.

real y, para que tenga sentido, se supone que es mayor que el valor que equilibraría el mercado de trabajo. El primer supuesto es más apropiado para estudiar el ajuste en el largo plazo, mientras que el segundo es más útil para analizar el ajuste en el corto plazo.

Las ecuaciones (2.3a) y (2.3b) pueden resolverse para los salarios reales como una función del precio relativo, e :

$$S_T = S_T(e) \quad S_{Te} > 0$$

$$S_R = S_R(e) \quad S_{Re} < 0$$

Una devaluación real induce una caída en el salario real medido en términos del bien transable y un aumento en el salario real medido en términos del bien regional.

En ambos casos la dinámica de la economía bajo tipo de cambio fijo puede reducirse a dos ecuaciones diferenciales:

$$\dot{m} = S_T(e) - D_T(e, m, d) + \frac{1}{e} D_R^*(e, e^*, d^*)$$

$$\frac{\dot{e}}{e} = \lambda (S_R(e) - D_R(e, m, d) - D_R^*(e, e^*, d^*))$$

La determinación del equilibrio interno y externo se presenta en las Figuras 1A y 1B. La línea RR representa combinaciones de cantidad real de dinero, m , y precio relativo, e , que cumplen con la condición de equilibrio en el mercado del bien regional, y por lo tanto, $dP_R/dt = de/dt = 0$. El lugar geométrico RR es de pendiente negativa porque un aumento en los balances monetarios reales aumenta el gasto y esto crea un exceso de demanda del bien regional. Se requiere una revaluación del tipo de cambio

real para restablecer el equilibrio en este mercado.³ A la derecha (izquierda) de la línea RR, el tipo de cambio es demasiado alto (bajo) y un exceso de demanda (oferta) se verifica en el mercado. En consecuencia, a la derecha de la línea RR los precios regionales aumentan y el tipo de cambio real se aprecia, mientras que a la izquierda de esta línea los precios disminuyen y el tipo de cambio real se deprecia.

Consideremos ahora el lugar geométrico TT. La línea TT muestra el conjunto de combinaciones de m y e que son compatibles con el equilibrio en el sector externo ($dm/dt = 0$). Una depreciación real tiende a mejorar la cuenta corriente alentando la producción de bienes transables y desalentando el consumo. Además, una depreciación real fomenta la demanda del bien regional por parte del país vecino. Pero una depreciación real también reduce el valor de la demanda regional medida en términos del bien transable. Se supone aquí que el efecto mencionado en primer lugar es el que predomina y por ende el efecto total de una devaluación sobre el valor de la demanda regional es positivo.⁴ Para combinaciones de m y e a la izquierda de TT, hay un superávit comercial y la cantidad de dinero está en aumento.⁵

3 La pendiente del lugar geométrico RR está dada por:

$$\frac{dm}{de} = \frac{S_{Re} - D_{R1} - D_{R3}d_e - D_{R1}^*}{D_{R2}} < 0$$

Debe notarse que el efecto sustitución (D_{R1}) y el efecto ingreso ($D_{R3}d_e$) de una depreciación real tienen efectos opuestos sobre la demanda interna del bien regional. Al derivar el signo de la pendiente del lugar geométrico RR se ha supuesto que la expresión $S_{Re} - D_{R1} - D_{R3}d_e$ es menor que cero, es decir, se asume que una devaluación real produce un exceso de demanda del bien regional (partiendo inicialmente del equilibrio). A la derecha (izquierda) de la línea RR, el tipo de cambio es demasiado alto (bajo) y un exceso de demanda (oferta) se verifica en el mercado. En consecuencia, a la derecha de la línea RR los precios regionales aumentan y el tipo de cambio real se aprecia, mientras que a la izquierda de esta línea los precios disminuyen y el tipo de cambio real se deprecia.

4 En términos de diferenciales, esto implica que:

$$\frac{1}{e}D_{R1}^* - \frac{1}{e^2}D_{R1}^* > 0$$

5 La pendiente de TT es:

$$\frac{dm}{de} = \frac{S_{Te} - D_{T2} - D_{T2}d_e + \left(\frac{1}{e}D_{R1}^* - \frac{1}{e^2}D_{R1}^*\right)}{D_{T2}} > 0$$

Se puede demostrar fácilmente que el sistema tiene una solución única para m y e que es globalmente estable. La dinámica del sistema se caracteriza por trayectorias que convergen cíclicamente hacia el equilibrio (*stable focus*).⁶

II.2 El proceso de ajuste en un régimen de tipo de cambio fijo

Habiendo definido el modelo, ahora se lo utilizará para analizar la transmisión de *shocks* originados en la región. Consideremos, por ejemplo, una caída permanente en el precio relativo del país vecino, e^* .⁷ Diferenciando totalmente el sistema alrededor del equilibrio y usando la regla de Cramer, se obtienen los siguientes resultados:⁸

$$\frac{de}{de^*} > 0 \qquad \frac{dm}{de^*} ?$$

Una apreciación real en el país vecino provoca una apreciación real en el país pequeño. El efecto a largo plazo sobre la cantidad real de dinero es ambiguo, porque durante el período de ajuste hay dos efectos que se

6 Dado el sistema:

$$\dot{x} = f(x, y)$$

$$\dot{y} = g(x, y)$$

hay dos condiciones suficientes para tener un *stable focus*: (1) el determinante del jacobiano evaluado en el punto de equilibrio debe ser positivo y, (2) la traza debe ser negativa. Puede probarse que ambas condiciones se cumplen en este caso.

7 El análisis es similar para un aumento del gasto agregado en la región, d^* .

8 Estas expresiones son, respectivamente, las siguientes:

$$\frac{de}{de^*} = \frac{-D_{kz}^* D_{12} - \frac{1}{e} D_{kz}^* D_{k2}^*}{D_{12}(D_{k1}^* + D_{k2}^* \delta_e + D_{k1}^* - S_{k1}) - D_{k2}(D_{11}^* + D_{12}^* \delta_e - (\frac{1}{e} D_{k1}^* - \frac{D_k^*}{e^2}) - S_{12})}$$

$$\frac{dm}{de^*} = \frac{D_{k2}^* (\frac{1}{e} D_{k1}^* + D_{12}^*) - (\frac{1}{e} S_{kz}^* + S_{1z}^*) + \frac{1}{e^2} D_k^*}{D_{12}(D_{k1}^* + D_{k2}^* \delta_e + D_{k1}^* - S_{k1}) - D_{k2}(D_{11}^* + D_{12}^* \delta_e - (\frac{1}{e} D_{k1}^* - \frac{1}{e^2} D_k^*) - S_{12})}$$

compensan: por un lado, la mayor demanda externa del bien regional debería conducir a una acumulación de reservas por parte del banco central; pero por otro lado, el mayor déficit en el mercado de transables debería inducir una pérdida de reservas por parte de la autoridad monetaria.

Se emplea un diagrama de fases para describir el comportamiento dinámico de la economía. El proceso de ajuste hacia la solución estacionaria se presenta en la Figura 2. Un aumento en la demanda regional mueve las líneas TT y RR hacia la izquierda. El punto A es el equilibrio inicial de la economía, mientras que el punto B es el nuevo equilibrio a largo plazo que corresponde a una mayor demanda externa por el bien regional.

El impacto inicial de un aumento en la demanda regional (entre los puntos A y C de la Figura 2) se traduce en un superávit comercial y un exceso de demanda del bien regional. Como el superávit en la balanza de pagos se monetiza, la masa monetaria real está en aumento.⁹ La mayor demanda regional ejerce una presión al alza sobre el precio del bien regional y el tipo de cambio real comienza a apreciarse.

En el punto C la cuenta comercial está en equilibrio; sin embargo, sigue habiendo una demanda excesiva del bien regional, por lo cual los precios continúan cambiando. La economía comienza a verificar un déficit comercial y en consecuencia los saldos monetarios reales comienzan a descender. En el punto D, la economía llega a un equilibrio parcial en el mercado del bien regional, pero siguen existiendo presiones que obligan a la economía a salir de este equilibrio parcial (se verifica un déficit comercial). Si la cuenta corriente o el mercado del bien regional están en desequilibrio, el tipo de cambio real y la cantidad de dinero seguirán cambiando. Este proceso continúa hasta que la economía finalmente converge al estado estacionario en el punto B.

El tipo de cambio real en el nuevo estado estacionario es más bajo que en el antiguo estado estacionario. En un régimen de tipo de cambio fijo, el ajuste se hace totalmente por medio del precio del bien regional. Será necesario que haya inflación para lograr el nuevo equilibrio. Cuando los precios no ajustan instantáneamente en el mercado del bien regional, la

9 Debe tenerse en cuenta que la cantidad real de dinero, m , no puede saltar (es una variable predeterminada).

convergencia no es monotónica y los aumentos en los precios regionales son seguidos de breves períodos de deflación. Las trayectorias del tipo de cambio real y de los saldos reales en el caso en que los precios no son totalmente flexibles se ilustra en las Figuras 3A y 3B.

Cuando el sistema cambiario consiste en una paridad deslizante, las trayectorias de las variables en el sistema son algo diferentes. A la derecha del lugar geométrico RR el precio del bien regional aumenta más que la tasa de devaluación. Luego que la economía cruza el lugar geométrico RR, el precio del bien regional aumenta menos que el tipo de cambio.

Cuanto más lenta es la velocidad del ajuste (dada por el parámetro λ), mayores son las fluctuaciones y más lenta es la convergencia de las variables al nuevo equilibrio. Cuando los precios son totalmente flexibles ($\lambda = \infty$), no habrá *overshooting* en los balances reales y, luego de un salto inicial, el tipo de cambio real convergerá monótonicamente al nuevo equilibrio. El ajuste dinámico de una economía con precios flexibles se presenta en la Figura 4. En este caso se permite que P_R salte. La economía se mueve inicialmente del punto A al punto E donde el mercado del bien regional se encuentra en equilibrio. En el punto E sigue habiendo un superávit comercial y por ende la cantidad de dinero empieza a aumentar. La economía se trasladará a lo largo del lugar geométrico RR hasta alcanzar el nuevo equilibrio a largo plazo en el punto B. Las trayectorias de e y m en este caso se dibujan en las Figuras 5A y 5B.

II.3 El ajuste en un régimen de tipo de cambio flotante

Se considera ahora el ajuste a un *shock* favorable en un sistema con tipo de cambio flotante (ver la Figura 6). Como las curvas TT y RR fueron trazadas independientemente del régimen de tipo de cambio, se concluye que el equilibrio a largo plazo es el mismo y es independiente del sistema cambiario adoptado.

Sin embargo, el ajuste dinámico de la economía cuando se funciona con tipo de cambio flotante es distinto. En este caso, el tipo de cambio se ajusta instantáneamente para equilibrar el mercado para la moneda extranjera. En otras palabras, la cuenta corriente siempre está en equilibrio y no hay cambio en el nivel de las reservas internacionales que mantiene el ban-

co central ($dR/dt = 0$). Por lo tanto, la economía siempre debe ubicarse a lo largo del lugar geométrico TT.¹⁰

Las ecuaciones que describen entonces el ajuste de la economía en un régimen de tipo de cambio flexible son las siguientes:

$$0 = S_T(e) - D_T(e, m, d) + \frac{1}{e} D_R^*(e, e^*, d^*)$$

$$\frac{\dot{e}}{e} + \frac{\dot{m}}{m} = \lambda (S_R(e) - D_R(e, m, d) - D_R^*(e, e^*, d^*))$$

Inicialmente, debido a una mayor oferta de divisas, se da una apreciación nominal. La apreciación aumentará el valor real de la masa monetaria y la economía saltará a un lugar como el punto C en la Figura 6. En ese punto, hay una demanda en exceso del bien regional que se explica tanto por el efecto de los saldos reales mayores que afectan la demanda interna (efecto riqueza) como por una mayor demanda externa del bien regional. Esto ejercerá presiones al alza sobre el precio del bien regional. Como el precio del bien regional no puede saltar (porque es una variable predeterminada) el tipo de cambio real se apreciará gradualmente a partir del punto C. La balanza comercial permanece siempre en equilibrio. La economía se desplazará a lo largo de 'TT' hasta llegar al nuevo nivel de equilibrio a largo plazo en el punto B.

Durante el período de ajuste se observarán aumentos de los precios de ambos bienes (a tasas decrecientes). La tendencia al alza del precio del bien que no se comercializa con el resto del mundo se explica por el exceso de demanda en ese mercado. Dicho efecto induce un efecto de sustitución hacia el consumo del bien transable y la producción del bien regional. A fin de mantener el equilibrio en el sector externo es necesario que haya una depreciación real de la moneda. Las trayectorias de e y m bajo un régimen de tipo de cambio flotante se ilustran en las Figuras 7A y 7B.

10 Con el fin de aislar el efecto de un *shock* regional se ha supuesto que no hay movilidad de capitales. Si este supuesto no levanta, entonces la economía no necesariamente debe "viajar" a lo largo del lugar geométrico TT. Cuando se permite la movilidad de capitales, cualquier exceso de demanda (oferta) del bien transable podrá compensarse con una entrada (salida) de capitales. Si estos flujos se compensen totalmente, el tipo de cambio nominal permanecerá incambiado.

Finalmente, el último caso a ser considerado es cuando el precio del bien regional es flexible y prevalece un régimen de tipo de cambio flotante. En este caso el ajuste se realiza de inmediato y la economía salta del punto A al punto B en la Figura 6. Las trayectorias de e y m se presentan en la Figuras 7C y 7D.

II.4 Efecto del *shock* regional sobre el nivel de empleo

En la Figura 8 se realiza el análisis de la determinación del nivel de empleo y de los salarios reales tanto en el caso clásico como en el caso de salarios reales rígidos. La línea OM está dibujada a 45% solo como referencia. La línea KK representa combinaciones del salario real medido en términos del bien transable, W/E , y del precio relativo del bien regional P_R/E (es decir, la inversa del tipo de cambio real) tal que el salario real medido en términos de la canasta de consumo, W/P , se mantiene constante al nivel ϕ . Los puntos que quedan a la izquierda de KK representan combinaciones de W/E y P_R/E para los cuales el salario real es inferior a ϕ . Similarmente, a la derecha de KK, el salario real es superior a ϕ .

La pendiente de KK está dada por:

$$\frac{dz}{dw_T} = \frac{1}{(1-\alpha)\phi} > 0 \quad z = \frac{P_R}{E} \quad w_T = \frac{W}{E}$$

que puede ser superior o inferior a uno dependiendo del valor de los parámetros α y ϕ .

El lugar geométrico CC representa combinaciones de z y w_T que cumplen con el supuesto clásico, es decir, representan el caso en que el mercado de trabajo está en equilibrio (ecuación (2.3a)). La pendiente de esta línea en torno al punto de equilibrio está dada por:¹¹

$$\frac{dz}{dw_T} = 1 + \frac{\psi_T \varepsilon_T}{\psi_R \varepsilon_R} > 1$$

¹¹ La pendiente se calcula alrededor de los valores iniciales $z = w_T = 1$. En este punto (que corresponde al punto F en la Figura 8) el salario real, W/P , es igual a 1 ($\phi = 1$, caso clásico).

donde ε_i es la elasticidad de la demanda de trabajo en el sector i y ψ_i es la proporción de la fuerza de trabajo empleado en el sector i .

Un aumento en los salarios medidos en términos del bien transable, w_T , reducirá la demanda de trabajo en el sector transable. Esto requiere una caída en el tipo de cambio real (un aumento en z) mayor que el aumento en w_T a fin de equilibrar el mercado de trabajo. A la derecha de CC hay exceso de oferta de trabajo, mientras que a la izquierda hay exceso de demanda de trabajo.

Finalmente, el lugar geométrico RR representa el equilibrio en el mercado del bien regional. La pendiente de RR está dada por:¹²

$$\frac{dz}{dw_T} = \frac{S_{R1}}{S_{R1} - D_{R1} - D_{R3}d_z - D_{R1}^*}$$

la cual es mayor que cero pero menos de uno.

Ahora estamos en condiciones de estudiar el efecto de un *boom* regional sobre el mercado de trabajo. Un incremento en la demanda regional del bien que no se comercializa con el resto del mundo desplazará el lugar geométrico RR hacia arriba, como se ilustra en la Figura 8. Si el salario real es flexible, como en el caso clásico, el pleno empleo combinado con el equilibrio en el mercado del bien regional puede obtenerse en el punto F'. En el caso en que exista desempleo, la rigidez del salario real impedirá que se haga ese ajuste. Si el salario real está predeterminado al valor de ϕ , el mercado del bien regional se equilibra en el punto Q'. El segmento F'Q' mide la distancia entre el salario real que equilibraría el mercado de trabajo y el salario real vigente en la economía. Cuanto mayor sea esta distancia, mayor será la tasa de desempleo en la economía.

Cuando existe rigideces en el salario real, hay casos en los que el *boom* regional reduce el desempleo y otros en los que el *boom* lo aumenta. El efecto del *shock* regional sobre el empleo depende de las pendientes de las líneas KK y CC. El nivel de desempleo disminuirá si:

¹² Una vez más, la pendiente se calcula alrededor de $z=w_T=1$.

$$1 + \frac{\psi_T \varepsilon_T}{\psi_R \varepsilon_R} < \frac{1}{(1 - \alpha)\varphi} \quad (2.4)$$

En términos del diagrama, la línea KK debe ser más empinada que la línea CC (Figura 8).

Otra forma de decir lo mismo es la siguiente: si el *shock* regional favorable hubiera provocado una suba en el salario real en el caso clásico, como en la Figura 8, entonces con un salario real rígido en *shock* reducirá el desempleo, mientras que si el *shock* hubiera reducido el salario real en el modelo clásico, entonces generará más desempleo en el caso de salario rígido.¹³

Del estudio de la expresión (2.4) se pueden sacar algunas conclusiones con respecto al efecto de un *boom* regional sobre el nivel de empleo. Será más probable observar una caída en la tasa de desempleo si: (i) la elasticidad de la demanda de mano de obra en el sector transable, ε_T , es baja y la elasticidad de la demanda de mano de obra en el sector del bien regional, ε_R , es alta, (ii) la participación de la fuerza de trabajo en la producción del bien transable, ψ_T , es baja (iii) el salario real promedio de la economía, φ , está cerca del nivel que equilibra el mercado de trabajo y, (iv) el peso del bien transable en la canasta de consumo, α , es elevado.

En el caso extremo en que el salario nominal esté totalmente indexado al precio del bien transable, E , el ajuste con tipo de cambio fijo implica que el salario real en el sector transable será constante, mientras que el salario real medido en términos del bien no transable irá descendiendo. El empleo indudablemente aumentará (en este caso la curva KK se convierte en una línea vertical al valor exógenamente dado del parámetro φ).

¹³ Gráficamente, para comparar el antiguo nivel de equilibrio de los salarios reales con el nuevo en el caso clásico se traza una línea desde el punto K ubicado sobre la ordenada al nuevo punto de equilibrio. Si la nueva línea es más empinada que la antigua, entonces el salario real habrá disminuido. De manera similar, si dicha línea es más achatada, entonces el salario real habrá aumentado.

II.5 Digresión: efectos de una devaluación cuando existe rigidez a la baja en el precio del bien regional

En este modelo, una devaluación reduce inicialmente los balances reales. Si inicialmente se parte del estado estacionario, la devaluación producirá un desplazamiento de la economía en el corto plazo a un punto como el D en la Figura 9, donde se verifica un exceso de demanda del bien regional y un superávit comercial. Como no hay cambio alguno en las variables reales, el equilibrio a largo plazo es el mismo. Luego de la devaluación inicial, la economía comenzará a moverse cíclicamente hacia el equilibrio, en un ajuste similar al descrito en la sección II.2. El precio del bien regional aumentará durante el período de ajuste y el tipo de cambio real volverá a su nivel inicial.

Una política de devaluación podría tener sentido cuando los precios son rígidos a la baja y la pequeña economía enfrenta un *shock* regional adverso (una caída en d^* o a una suba en e^*). Supongase el caso bastante plausible en el cual el parámetro que mide la velocidad del ajuste del precio del bien regional, λ , toma dos valores diferentes dependiendo de si existe exceso de demanda u oferta en el mercado del bien regional:

$$[(D_R + D_R^*) - S_R] > 0 \quad \Leftrightarrow \quad \lambda = \lambda_0 \quad \lambda_0 \text{ grande}$$

$$[(D_R + D_R^*) - S_R] < 0 \quad \Leftrightarrow \quad \lambda = \lambda_1 \quad \lambda_1 \text{ pequeño}$$

Las Figuras 10A y 10B comparan el ajuste de la economía en el caso de dos *shocks* regionales que sólo difieren en su signo. Cuando la economía se enfrenta a un *shock* favorable, el precio del bien regional reaccionará rápidamente y los mercados volverán rápidamente al equilibrio. Si la economía se enfrenta a un *shock* adverso, sin embargo, la velocidad del ajuste será lenta y se observará grandes desequilibrios tanto en el sector externo como en el mercado del bien regional. Debe notarse además, que el impacto sobre el empleo es mayor en el caso de un *shock* adverso.

Con el fin de evitar el costo asociado a las rigideces de los precios a la baja (un gran déficit comercial inicial, una fuerte caída de la tasa de empleo y probablemente del producto y un ajuste muy lento en el tiempo) las autoridades podrían enfrentar el *shock* adverso con una devaluación. Esta política se ilustra en la Figura 11. La devaluación trasladaría a la economía a un punto como i, j o k . La devaluación facilita el ajuste de los

precios relativos, disminuye la presión sobre las reservas del banco central y alivia el problema de la desocupación. Si los precios fueron flexibles a la baja, no habría necesidad de dicha medida, ya que el precio del bien regional haría todo el ajuste.

III. ANALISIS EMPIRICO

Los principales objetivos de esa sección son: (i) identificar los canales de transmisión de los *shocks* regionales, (ii) cuantificar la importancia de dichos *shocks* para la economía uruguaya en el período 1974.I - 1997.I y, (iii) determinar los patrones de reacción de las variables uruguayas ante las perturbaciones originadas en los países vecinos.

Para alcanzar estas metas se dan los siguientes pasos: En primer lugar, se evalúa el grado de integración económica entre Uruguay y sus vecinos a través del análisis de los flujos de comercio según origen y destino. Luego, se compara la volatilidad de algunas variables nominales y reales de los países del Cono Sur con la de las economías desarrolladas.

Finalmente, en lo que constituye la parte medular del análisis empírico, se emplea la técnica de vectores autorregresivos para testear las principales implicaciones del modelo expuesto en la sección 2. Las mismas pueden resumirse en dos grandes proposiciones: (i) un *shocks* regional favorable provoca la caída del precio relativo del bien transable en términos del bien regional (es decir, una apreciación del tipo de cambio real tal cual fuera definido en el modelo) y, (ii) bajo supuestos razonables de los parámetros del modelo, un *boom* regional induce una caída en la tasa de desempleo y una expansión del producto.¹⁴

14 Este resultado surge de realizar los siguientes supuestos respecto a los parámetros del modelo: (a) la elasticidad de la demanda de trabajo en ambos sectores es la misma ($\epsilon_T = \epsilon_R$), (b) la participación de la fuerza de trabajo en el sector transable es inferior al peso relativo de los bienes transables en el índice de precios al consumo ($\psi_T < \alpha$), (c) el salario real se encuentra próximo al valor que equilibra el mercado (ϕ cercano a 1). Además, se asume naturalmente una asociación negativa entre la tasa de desempleo y el nivel de producto.

III.1 La importancia de los países vecinos en el comercio uruguayo

El cuadro 1 analiza la dirección del comercio uruguayo de bienes desde los años sesenta hasta el presente. La composición del comercio muestra un cambio significativo en las últimas dos décadas. Argentina y Brasil se han convertido en los principales socios comerciales de Uruguay.¹⁵ El país norteno ha desplazado a los Estados Unidos y a la Unión Europea como principal mercado de exportación e importación. Este mercado por sí solo concentró el 34% del total de las exportaciones y el 22% del total de las importaciones en 1997. La importancia de Argentina también ha ido en aumento en los últimos años. En 1997, este país representó el 13% de las exportaciones de bienes y el 21% de las importaciones de bienes de Uruguay.

La creciente participación de la región en el comercio exterior uruguayo ha estado determinada fundamentalmente por aspectos institucionales. En los años setenta se firmaron los primeros acuerdos bilaterales de carácter preferencial con Argentina y Brasil.¹⁶ Estos convenios contribuyeron a reorientar los flujos comerciales hacia los países vecinos. El CAUCE y el PEC abrieron un mercado regional para productos uruguayos con escasa o nula competitividad internacional como, por ejemplo, los vehículos automotores, los materiales plásticos, los productos de papel y cartón, los productos derivados del caucho y los productos químicos. En años recientes, la firma del MERCOSUR amplió las ventajas uruguayas en estos mercados. Los acuerdos aumentaron los lazos de dependencia con Brasil y con Argentina y, dada la ausencia de mercados alternativos para muchos productos, la economía uruguaya quedó más expuesta a las fluctuaciones económicas de los países vecinos.

Observar únicamente los flujos de mercaderías puede llevar a subestimar la importancia de Argentina en el comercio exterior uruguayo, dado que el intercambio de servicios, que es un componente muy importante del comercio bilateral, no se tiene en cuenta. El turismo argentino ha sido una

15 Es posible que las estadísticas oficiales subestimen la importancia de Brasil y Argentina en el comercio exterior uruguayo, dado que el contrabando con los países de la región fue importante en algunos años, especialmente antes del establecimiento del MERCOSUR.

16 El Convenio Argentino-Uruguayo de Cooperación Económica (CAUCE) se firmó en 1974, en tanto que el Protocolo de Expansión Comercial (PEC) se firmó con Brasil en 1975.

fuerza significativa de ingreso de divisas para Uruguay. El cuadro 2 compara la contribución del turismo receptivo con las exportaciones de productos tradicionales en el período 1967-1997. Se puede observar que los ingresos por turismo en los últimos años han crecido al punto de prácticamente igualar lo producido por las exportaciones de carne bovina y de lana, que son los dos principales productos tradicionales de exportación.

De acuerdo a las estadísticas oficiales, en 1997 ingresaron 2.5 millones de turistas. Un aumento de población tan considerable durante la temporada turística tiene indudablemente repercusiones sobre todos los sectores de la economía. A diferencia del comercio de bienes, los turistas deben visitar el país exportador para consumir ciertos productos. Como resultado de ello, ciertos sectores que generalmente se consideran en la categoría de no transables pasan a integrar una nueva categoría de sectores transables a nivel de la región (algunos ejemplos de lo anterior son los sectores de hotelería, comidas fuera del hogar, recreación, comercio, construcción, etc).

El cuadro 3 presenta la participación estimada de Argentina y Brasil en el consolidado de exportaciones uruguayas. Dicho consolidado incluye no solamente el comercio en bienes, sino también el rubro *viajes* de la balanza de pagos.¹⁷ Se puede observar que las exportaciones a la región han venido creciendo respecto a las exportaciones al resto del mundo en los últimos años. De acuerdo con el mencionado cuadro, la región representó más del 40% del destino de las exportaciones uruguayas totales en el período 1979-1980, en 1986 y desde 1989 al presente.

III.2 Argentina y Brasil: dos economías históricamente inestables

Con la finalidad de respaldar la afirmación de que Uruguay enfrenta dos diferentes restos del mundo, uno de los cuales - la región - históricamente más inestable que el otro, en esta sección se compara la volatilidad de algunas variables reales y nominales de Argentina, Brasil, Uruguay y algunas economías desarrolladas.

¹⁷ A los efectos de esta estimación, se supuso que el gasto medio por turista es el mismo independientemente del país de procedencia del turista.

En el cuadro 4 se observa que la variabilidad de la inversión, el consumo y el producto en las economías del Cono Sur fue mayor que en las economías del G7 durante el período 1954-1995.¹⁸ Las diferencias en muchos casos son llamativas. El consumo en Argentina, por ejemplo, fue cuatro veces más volátil que el promedio para el grupo de los países del G7. Aunque la volatilidad de las variables reales en Brasil no es tan extrema como en Argentina, es mayor que la de los países desarrollados. De lo anterior surge que los ciclos económicos en la región han sido más pronunciados que los de las economías industrializadas.

Si se estudia el comportamiento de las variables nominales, puede verse que también en este caso Argentina y Brasil han sido más inestables que los otros países. Se puede observar que Uruguay comparte con las economías desarrolladas un nivel relativamente bajo de volatilidad nominal.

Por último, otro indicador importante de inestabilidad económica es la variabilidad del tipo de cambio real. El cuadro 5 muestra algunos indicadores de la dispersión del tipo de cambio real bilateral de cada país con respecto a los Estados Unidos en el período 1974-1995.¹⁹ Una vez más Argentina aparece en el primer lugar del ranking de variabilidad del tipo de cambio real. Debe notarse que el rango de variación de dicha variable es sumamente grande en el caso de ese país. La variabilidad del tipo de cambio real brasileño es intermedia, pero mayor que la de Uruguay. Nuestro país tiene un grado relativamente bajo de variabilidad del tipo de cambio real.

18 Como las series cronológicas que se desea estudiar tienen raíces unitarias, se filtraron los datos para tornarlos estacionarios antes de calcular las medidas descriptivas.

19 El índice de tipo de cambio real se calcula como EP^*/P , donde E es la cotización del dólar estadounidense expresada en la moneda local, P^* es el IPC de los Estados Unidos y P es el IPC de cada país. El índice fue elaborado de forma tal que es igual a 100 en el primer trimestre de 1985 para cada uno de los países.

III.3 Los efectos de los *shocks* regionales sobre la economía uruguaya: Evidencia proporcionada por los modelos VAR

III.3.1 Selección de variables a ser incluidas en los VAR

El trabajo utiliza datos trimestrales obtenidos principalmente del FMI (*Estadísticas Financieras Internacionales*) y del Banco Central del Uruguay (*Boletín Trimestral*). Además, se recurrió a la base de datos *Macrométrica* para series brasileñas y a *Carta Económica* y a información publicada por el Ministerio de Finanzas para series argentinas. El período considerado para las estimaciones es el comprendido entre el primer trimestre de 1974 y el primer trimestre de 1997.

Para evaluar correctamente la influencia de los países vecinos sobre la economía uruguaya, es necesario hacer una distinción entre *shocks* originados fuera de la región (o *shocks* mundiales) y *shocks* originados al interior de la región (o *shocks* regionales). Se podría argumentar que las elevadas correlaciones que se observan entre las variables de los países del Cono Sur son el resultado del impacto de los *shocks* mundiales, los que generarían algo así como un ciclo económico a nivel regional. Con la inclusión de las variables del resto del mundo dentro del modelo se trata de controlar por este efecto. La introducción de estas variables debería aislar el poder explicativo de las variables regionales sobre las variables uruguayas. De esta forma se logra identificar los *shocks* que realmente provienen de la región.

A los efectos de la estimación se requieren variables que caractericen las condiciones económicas de Uruguay, de la región y del resto del mundo. Se han elegido tres variables para caracterizar los *shocks* mundiales. La tasa de interés real a 90 días trata de representar las condiciones del mercado mundial de crédito²⁰. El ratio precio de la carne / precio del petróleo intenta ser una proxy de los términos de intercambio, considerados

20 La tasa real se calcula como la diferencia entre la tasa nominal de interés (LIBOR) para depósitos a 3 meses vigente a principio de cada trimestre y la tasa de inflación observada en los tres meses siguientes (anualizada). Se trata, por lo tanto, de una tasa *ex-post*.

exógenos para Uruguay.²¹ Finalmente, el índice del PBI de los Estados Unidos intenta capturar el estado de la demanda mundial.

Con respecto a las variables regionales, se han elegido aquellas que más se aproximan a las consideradas en el modelo teórico. Idealmente, hubiera sido deseable incluir el consumo agregado como variable de escala en los modelos VAR, ya que la mayoría de las exportaciones uruguayas a Argentina y Brasil dependen del nivel de consumo en esos países. Lamentablemente, no se cuenta con una serie de consumo trimestral para Brasil, por lo que nos hemos visto forzados a utilizar la serie de producción industrial brasileña.²²

Para medir *shocks* de precios relativos en los países vecinos, inicialmente se consideró el (inverso del) tipo de cambio real (definido en la forma tradicional como $E \cdot P^*/P$, donde E es el precio del dólar en el mercado paralelo expresado en la moneda local, P^* es un índice representativo de precios internacionales y P es el índice de precios al consumo doméstico). Sin embargo, como P^* es exógeno, se decidió considerar en el análisis únicamente los precios domésticos medidos en dólares, P/E , ya que este ratio es el componente del tipo de cambio real que se determina endógenamente en cada economía. Una ventaja de considerar únicamente los precios en dólares en el análisis es que, al tomar las primeras diferencias del logaritmo de esta variable con el objetivo de eliminar la raíz unitaria, se obtiene una aproximación a la tasa de inflación en dólares, una variable con importante sentido económico.

Finalmente, las variables internas a ser incluidas en la estimación son el IPC deflactado por la cotización del dólar y el índice de PBI real. Siguiendo el modelo que se presentó en la sección 2, habría sido preferible estudiar el comportamiento del empleo. Desafortunadamente esto no fue

21 El numerador es el precio en dólares de la carne bovina congelada desembarcada en un puerto estadounidense (CIF, CTS/LB). El denominador es el precio del petróleo de Arabia Saudita, también en dólares estadounidenses. La carne es el principal bien de exportación del Uruguay (20-25% de sus exportaciones) y el petróleo es el principal rubro de importación (casi el 20% de las importaciones totales).

22 Una considerable proporción de las exportaciones uruguayas a Brasil son insumos de tipo industrial, por lo que es lógico pensar en el PBI industrial brasilero como un sustituto de la variable consumo en los modelos VAR.

posible porque no se cuenta con una serie de tasa de desempleo para todo el período.

III.3.2 Aspectos Metodológicos

Hay varios aspectos de la especificación de los VAR que deben ser comentados. En primer lugar, a fin de asegurar una estimación eficiente, se analizó las propiedades estadísticas de las series a ser incluidas en las regresiones. Se aplicó el test de raíz unitaria de Dickey-Fuller aumentado (ADF) sobre el logaritmo de cada variable (con la excepción de la tasa de interés real, la que se introdujo sin transformación). Los resultados de estas pruebas se presentan en el cuadro 6. El test ADF sugiere que, a un nivel de significación del 10%, todas las variables excepto la PBI industrial brasileño son estacionarias en primeras diferencias. La tasa de crecimiento del PBI industrial de Brasil continua conteniendo una raíz unitaria de acuerdo al referido test. El test de Phillips-Perron (PP), no obstante, sugiere que la producción industrial brasilera es estacionaria en primeras diferencias. Teniendo en cuenta este último resultado y el hecho que el valor del estadístico P en la prueba de ADF es relativamente bajo ($P=0.14$), se concluyó que todas las variables son estacionarias en primeras diferencias.

Una vez que se ha verificado la existencia de raíces unitarias, es necesario comprobar si existe una relación de largo plazo entre las variables del sistema.²³ El cuadro 7 presenta las pruebas de cointegración de Engle y Grange. Se rechaza sin ambigüedades la hipótesis de cointegración entre las variables. No existe evidencia estadística de una relación de largo plazo entre las variables. Como resultado de estas pruebas, los VAR se estimaron en primeras diferencias.

Un segundo aspecto que requiere especial atención es la selección de la cantidad de rezagos a ser incluidos en el modelo. Esta decisión es importante porque, como es sabido, las inferencias pueden ser sensibles a la cantidad de rezagos elegida. La literatura sobre VAR supone igual cantidad de términos rezagados en cada ecuación. En este estudio, se introduce una flexibilidad adicional permitiendo que el número de términos rezagados sea diferente en cada ecuación (esta extensión se conoce en la literatura como

²³ La estimación de un VAR en diferencias no es adecuada cuando las variables del sistema están cointegradas (ver, por ejemplo, Hamilton (1994)). Cuando las series están cointegradas, el sistema debe ser reformulado y se tendría que estimar un modelo con corrección de errores.

el enfoque cuasi -VAR). Esto ayuda a preservar grados de libertad y así mejorar la eficiencia de la estimación.

El sistema cuasi-VAR a ser estimado tiene la siguiente estructura:

$$\begin{aligned}
 x_{1t} &= \sum_{i=1}^{p_1} B_{1i} X_{t-i} + u_{1t} \\
 x_{2t} &= \sum_{i=1}^{p_2} B_{2i} X_{t-i} + u_{2t} \\
 &\cdot \quad \cdot \quad \cdot \\
 x_{jt} &= \sum_{i=1}^{p_j} B_{ji} X_{t-i} + u_{jt}
 \end{aligned} \tag{3.1}$$

donde $X_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{kt})'$ es el vector que comprende las realizaciones de las k variables del sistema en el período t , p_j es el número de rezagos que intervienen en la ecuación j , $B_{ji} = (b_{i1}^j, b_{i2}^j, \dots, b_{ik}^j)$ es el vector de los coeficientes de la ecuación j asociado al vector X rezagado i períodos y u_{jt} es el error estocástico correspondiente a la ecuación j . El vector de errores de la forma reducida, u_t , tiene media cero y matriz de covarianza Σ .²⁴

Se pueden utilizar varios criterios para determinar la cantidad óptima de rezagos (ver, por ejemplo, Lutkepohl (1985)). En este trabajo se recurrió al Criterio de Información de Akaike (1973).²⁵ Esta prueba compara los beneficios de aumentar la longitud de los rezagos con el costo debido a la pérdida de grados de libertad. El cuadro 8 ilustra el número de rezagos óptimo para cada ecuación de acuerdo a este criterio.

24 Las regresiones también incluyen variables dummies estacionales. Para simplificar la notación, se han suprimido los componentes determinísticos (es decir, la constante y las dummies estacionales).

25 Este estadístico se calcula como:

$$AIC = N \cdot \log \sigma^2 + 2K$$

donde N es la cantidad de observaciones, K es la cantidad de parámetros a ser estimados y σ^2 es la varianza estimada de los residuos.

Antes de proceder a estimar los modelos VAR, es necesario discutir la forma en que se logra la identificación del modelo. Es bien sabido que, debido a la correlación entre los residuales, las estimaciones de los modelos autorregresivos son difíciles de interpretar. El vector de innovaciones correspondiente a la forma reducida, u_t , refleja los efectos comunes de *shocks* estructurales o fundamentales. Por ejemplo, el término de error en la ecuación de precios relativos internos, u_{pr} , puede reflejar el impacto de perturbaciones contemporáneas tanto externas como internas. En consecuencia, el vector de los errores, u_t , no puede emplearse distinguir entre *shocks* internos, regionales y del resto del mundo. La forma de lidiar con este problema es computar la representación de promedio móvil e imponer restricciones sobre las interacciones contemporáneas de las variables en el sistema.

Siguiendo a Sims (1980) imponemos una estructura recursiva o triangular sobre la relación contemporánea entre las variables (ortogonalización basada en la descomposición de Choleski).²⁶ Este método supone un ordenamiento contemporáneo de las variables en el VAR a partir de la más exógena a la más endógena. A los efectos de lograr la identificación del modelo, introducimos las variables del resto del mundo primero en el ordenamiento de Choleski, luego las variables de Brasil, en tercer lugar las variables de Argentina y por último las variables de Uruguay. Este conjunto de restricciones se basa en el supuesto de que una economía de mayor tamaño no resulta afectada contemporáneamente por *shocks* que ocurren en una economía de menor tamaño.

Debe notarse que las restricciones antes mencionadas se refieren únicamente a las relaciones contemporáneas entre las variables del sistema. El enfoque cuasi-VAR también permite imponer el supuesto de país grande - país pequeño en la estructura de los rezagos de las variables. En particular, se supone que los valores rezagados de las variables de un país más pequeño no ingresan como variables explicativas en las ecuaciones

26 En la literatura reciente, se han propuesto dos formas adicionales de identificar las innovaciones estructurales. Bernanke (1986), impone restricciones de exclusión sobre las relaciones contemporáneas entre variables que provienen de la teoría económica. Por otro lado, Blanchard y Quah (1989) logran identificar el modelo imponiendo restricciones de largo plazo sobre los coeficientes de la representación de promedio móvil. Estas dos metodologías han sido criticadas porque también implican cierta arbitrariedad y los resultados dependen de la estructura supuesta.

correspondientes a las variables de un país de mayor tamaño. Este supuesto también contribuye a mejorar la eficiencia de la estimación, en la medida que se eliminan los parámetros redundantes.

Respecto a las variables correspondientes a los países de la región, la variable correspondiente al consumo o al producto entra primero, seguida de la variable correspondientes a los precios relativos. Al poner los precios en dólares al final del ordenamiento estamos suponiendo que es más probable que una innovación en la producción o el consumo afecte contemporáneamente a los precios relativos que una innovación en los precios relativos influya contemporáneamente sobre la producción o el consumo.

III.3.3 Estimación y Resultados

Según Campbell y Perron (1991), un modelo VAR que contenga sólo variables estacionarias puede estimarse eficientemente por medio de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Sin embargo, teniendo en cuenta que se está trabajando con VAR con rezagos diferentes en cada ecuación y, dado que no todas las ecuaciones tienen las mismas variables explicativas, hay algunas ganancias de eficiencia al utilizar la técnica de regresiones aparentemente no relacionadas (en inglés, *Seemingly Unrelated Regressions*, SUR) para estimar el sistema.²⁷ El cuadro 9 contiene las estimaciones SUR para el modelo cuasi-VAR.

Antes de estudiar los resultados de la estimación, es necesario asegurarse que los coeficientes de las regresiones sean estables. Se utilizó la prueba CUSUMQ para testear la estabilidad de las ecuaciones de precios relativos y producción de Uruguay. De acuerdo a dicho test, no se encuentran pruebas de inestabilidad a un nivel de significación del 5%.

²⁷ La ganancia en eficiencia es mayor si los residuos de las ecuaciones están correlacionados y si los regresores no son los mismos en cada ecuación. Cuando la correlación residual no es grande y hay mucha duplicación en los regresores, la mejora es de pequeña magnitud.

III.3.3.1 Test de causalidad de Granger.

En primer lugar se analiza la causalidad estadística entre las variables regionales e internas.²⁸ La interpretación de los tests de causalidad no siempre es una tarea sencilla. De hecho, es difícil establecer relaciones de causalidad. Por lo general, estas pruebas sólo establecen un orden de precedencia. Por ejemplo, algunas series que incluyen expectativas sobre el futuro, como por ejemplo, los precios de las acciones o las tasas de interés, a menudo son excelentes predictores de otras series, como el PBI o la inflación. Esto evidentemente no significa que el índice del mercado de valores o las tasas de interés causen el PBI o la inflación. Las pruebas de Granger en estos casos no deberían emplearse para inferir una dirección de causalidad.

Hay circunstancias, sin embargo, en las cuales el test de Granger sí puede ser útil para detectar una verdadera dirección de causalidad. En nuestro trabajo, el significado de las pruebas de Granger es directo y fácil de interpretar. Dado los distintos tamaños de las economías incluidas en este estudio, las variables regionales y del resto del mundo deben considerarse exógenas a la economía uruguaya. En consecuencia, se debe concluir que, cuando son significativos, estos tests constituyen pruebas a favor de una causalidad verdadera.

Al estudiar las pruebas de significación de los rezagos (ver el cuadro 10), se observa que hay evidencia de causalidad unilateral de la tasa de inflación en dólares de Argentina sobre la tasa de inflación en dólares de Uruguay. El precio relativo argentino es la única variable en el sistema que, de acuerdo con el test de Granger, influye sobre el precio relativo de Uruguay. En cuanto al PBI uruguayo, de acuerdo al test de Granger esta variable sólo es causada por sí misma. Debe observarse, no obstante, que los mayores valores del estadístico F corresponden a los de las variables regionales (los estadísticos F asociados a las variables argentinas son significativos al 20%).

28 La idea de estudiar las relaciones de causalidad entre las variables regionales e internas puede parecer engañosa, ya que se podría argumentar que las variables omitidas pueden marcar una diferencia en términos de relaciones de causalidad de Granger. Litterman y Weiss (1985), sin embargo, demostraron que es poco probable (aunque no imposible) que la inclusión de variables omitidas revierta las conclusiones de exogeneidad.

III.3.3.2 Representación de promedios móviles.

Si bien las pruebas de Granger son útiles para examinar las relaciones de causalidad entre las variables, no aclaran mucho acerca de la contribución relativa de una variable para explicar los movimientos a corto y largo plazo en otras variables. Para saber más acerca del mecanismo de transmisión de las perturbaciones regionales es necesario invertir el VAR y computar la representación de promedio móvil.

Antes de invertir el VAR, es importante considerar los patrones de correlaciones contemporáneas de los errores de la forma reducida del modelo. En los modelos autorregresivos sólo los valores rezagados de las variables endógenas aparecen como variables explicativas. Como consecuencia de esto, cualquier correlación contemporánea entre las variables del sistema es capturada por las innovaciones, u_t . Si la matriz de covarianza residual, Σ , no es diagonal, los resultados que surgen de la inversión del VAR pueden ser sensibles al ordenamiento de las variables en el sistema. Cuanto mayor sea la correlación entre los residuales, más probable es que los resultados se vean afectados por el ordenamiento de las variables en el VAR.

El cuadro 11 contiene las estimaciones de las correlaciones contemporáneas de los residuos de las ecuaciones del sistema. Puede observarse que dichas correlaciones son bajas. El mayor coeficiente de correlación parcial es 0,31. Los resultados de este trabajo, por lo tanto, no deberían ser muy sensibles al ordenamiento de las variables elegidas en la descomposición de Choleski.²⁹

En condiciones de invertibilidad, el sistema presentado en (3.1) tiene la siguiente representación de promedio móvil:

$$X_t = \sum_{i=0}^{\infty} \Pi_i e_{t-i} \quad (3.2)$$

donde el vector de las innovaciones estructurales, e_t , se obtiene

²⁹ Se ha intentado un ordenamiento diferente (aunque manteniendo el criterio definido anteriormente por el cual las variables de un país de mayor tamaño ingresan antes que las variables de un país de menor tamaño en el ordenamiento del VAR) y se han confirmado los resultados obtenidos con el ordenamiento original.

ortogonalizando la matriz de covarianza por medio de la factorización de Choleski (Sims (1980)). Estos errores tienen media cero y matriz de covarianza diagonal. En la diagonal principal de esta matriz se ubican las varianzas de las innovaciones estructurales.³⁰

La representación del promedio móvil produce tres conjuntos de resultados: (i) las descomposiciones de varianza, que distribuyen el error de pronóstico de una variable para diferentes plazos entre todas las variables del sistema; (ii) las funciones de impulso-respuesta, que ilustran la evolución de las variables endógenas luego de una innovación ocurrida en una de ellas y, (iii) las descomposiciones históricas, que asignan responsabilidad por las fluctuaciones que ocurren en cualquiera de las variables del VAR más allá de un punto específico entre todas las variables incluidas en el sistema.

III.3.3.3 Descomposiciones de varianza y funciones de impulso-respuesta

Recurrimos al análisis de descomposición de varianza para medir la contribución de las variables externas a la variabilidad de la tasa de inflación en dólares y la tasa de crecimiento del PBI de Uruguay. La descomposición de varianza indica el porcentaje de la varianza total de una variable que es explicado por cada una de las innovaciones estructurales. Por lo tanto, a partir de este análisis podemos determinar la importancia relativa de cada *shock* en el período considerado.

El cuadro 12 presenta las descomposiciones de varianza para un horizonte de diez trimestres. Se observa que los *shocks* regionales juegan un papel importante al momento de explicar la varianza de los errores de predicción de las variables uruguayas. Tomadas en conjunto, las innovaciones en las variables regionales representan el 30% de la varianza del PBI y el 40% de la varianza de la tasa de inflación medida en dólares.

Las innovaciones en la tasa de crecimiento del consumo argentino constituyen una proporción relativamente grande de los errores de predic-

30 El vector de errores estructurales, e_t , está relacionado con el vector de errores de la forma reducida, u_t , por la expresión $e_t = Au_t$, donde A es una matriz triangular inferior que contiene los coeficientes contemporáneos del sistema. Los componentes de la matriz Ω y los parámetros de la matriz A se calculan a partir del sistema de ecuaciones: $\Sigma = A^{-1}\Omega(A^{-1})'$.

ción del PBI uruguayo, representando el 10% de su varianza. El cambio en el precio relativo en ese país explica un 11% adicional. En cuanto a Brasil, los *shocks* de la tasa de crecimiento del PBI industrial explican el 8% de la fluctuación de la producción uruguaya luego de dos años. La contribución de los precios relativos brasileños para explicar las fluctuaciones de las variables de Uruguay es pequeña.

Los *shocks* en los precios relativos en Argentina también tienen un gran impacto sobre la inflación en dólares en Uruguay (los mismos representan el 23% de la varianza de esta variable luego de dos años). De este resultado surge con claridad la fuerte influencia que ejerce Argentina en la determinación de los precios relativos de Uruguay.

A partir del análisis anterior se puede concluir que la región en su conjunto fue el principal foco de perturbaciones externas que enfrentó la economía uruguaya en el período en cuestión. Esto no es sorprendente dado el alto grado de integración económica de Uruguay con sus vecinos. Cuando se pretenda estudiar los efectos de los *shocks* externos sobre la economía uruguaya deben necesariamente tenerse en cuenta las variables regionales. Este es al menos el caso del consumo y los precios relativos de Argentina y del PBI industrial de Brasil.

Una vez reconocida la importancia de Argentina y Brasil, la próxima tarea es investigar la forma en que las variables internas reaccionaron ante los *shocks* regionales. Para ello se calcularon las respuestas del PBI de Uruguay a innovaciones (de tamaño igual a una desviación estandar) de las variables regionales (ver Figuras 12A y 12B). Se observa que la producción uruguaya responde con un rezago de un trimestre a los *shocks* que se producen en el consumo argentino y en la producción industrial brasileña. Aunque la dinámica de la respuesta es similar en ambos casos, la reacción frente a un *shock* en la variable argentina es mucho mayor que la reacción ante un *shock* en la variable brasileña. En el caso de Argentina, el coeficiente de transmisión de largo plazo es 0,5 (un aumento del 1% en el consumo argentino conduce a un aumento del 0,5% de la producción uruguaya). En el caso de Brasil, dicho coeficiente es de 0,2.

El PBI uruguayo es también sensible a *shocks* en los precios relativos de Argentina (ver Figura 13). Un 20% de inflación en dólares en ese país provoca un 3% de incremento en la producción uruguaya al cabo de 2

años. La mayor parte de ese efecto aparece durante el primer año de producido el *shock*.

Por último, la respuesta de la inflación en dólares de Uruguay a los *shocks* de precios relativos en Argentina se traza en la figura 14. Se observa que un *shock* favorable de precios relativos en Argentina (es decir, cuando se encarecen los precios medidos en dólares en aquel país) está acompañado de un aumento contemporáneo en la tasa de inflación en dólares en Uruguay. Esto implica una rápida transmisión de los cambios de precios relativos, la que es explicada probablemente por el alto grado de sustitución que existe entre los bienes de los dos países. Es interesante destacar que, en promedio, durante el período en consideración, cada punto porcentual de inflación en dólares en Argentina provocó un 0.4% de inflación de dólares en Uruguay.

III.3.3.4 Descomposiciones histórica

En esta última sección, se aborda el tema de la transmisión de los *shocks* regionales desde una perspectiva más histórica. La técnica de las descomposiciones históricas permite identificar los períodos en los cuales la contribución de los *shocks* regionales fue de particular relevancia. En especial, se utiliza esta técnica para evaluar la influencia de los principales programas anti-inflacionarios adoptados en Argentina y Brasil sobre el comportamiento macroeconómico de Uruguay.

La descomposición histórica se basa en la siguiente partición de la representación del promedio móvil (ecuación 3.2)

$$X_{T+j} = \sum_{i=j}^{\infty} \Pi_i e_{T+j-i} + \sum_{i=0}^{j-1} \Pi_i e_{T+j-i} \quad (3.3)$$

El primer término de la derecha representa una *proyección base* de X_{T+j} . Dicho término está formado únicamente a partir de la información disponible en el momento T . El segundo componente constituye la parte de la serie original que es atribuible a todas las innovaciones ocurridas entre T y $T+J$. La diferencia entre la *proyección base* al momento T y la serie verdadera al momento $T+J$ es explicada por las innovaciones de las variables contenidas en la VAR entre T y $T+j$.

La importancia que una variable cualquiera tiene para explicar el comportamiento de otra variable en el período comprendido entre T y $T+J$ puede determinarse examinando en que medida las innovaciones en esa variable a partir del momento T cierra la brecha entre la *proyección base* y la serie original.

En este trabajo, se estima una *proyección base* a fin de cada año. Luego se calculan las descomposiciones trimestrales para el año siguiente ($J = 4$ trimestres). Por último, se obtienen las descomposiciones anuales como un promedio simple de las descomposiciones trimestrales.

Las descomposiciones históricas anuales para el PBI y la tasa de inflación en dólares de Uruguay se presentan en las figuras 15A, 15B y 15C. Dichas figuras muestran las series verdaderas y la contribución de las innovaciones en las variables de Argentina y Brasil en cada año. Se puede observar que las innovaciones en el consumo y en los precios relativos de Argentina tuvieron un papel importante en el comportamiento del PBI de Uruguay durante el período de *la Tablita* (1978-82), en 1985, en 1989 y durante los intentos de estabilización de los años noventa. Los shocks originados en Brasil, por su parte, parecen haber afectado a la producción uruguaya en forma negativa en 1981 y en forma positiva en los años 1985-86, 1989-90 y 1996.

Las descomposiciones históricas sugieren que las variables argentinas fueron más importantes que las variables brasileñas en la determinación del PBI y los precios relativos de Uruguay en el período estudiado. Esto es consistente con los resultados encontrados en las descomposiciones de varianza y en las funciones de impulso-respuesta.

La mayor importancia de Argentina en ese período se puede intentar explicar por los vínculos particulares establecidos entre Uruguay y su vecino. La mayoría de las exportaciones uruguayas a Argentina consisten en lo que se ha denominado aquí bienes regionales (es decir, bienes y servicios que no se comercializan con el resto del mundo). La mayor parte de los productos que se exportan a Brasil, por el contrario, pueden venderse en otros mercados alternativos, aunque probablemente a un precio menor (carne bovina, arroz, lácteos, etc.). En este sentido, el modelo descrito en la sección 2 caracteriza de mejor manera los lazos económicos que unen a nuestro país con Argentina. Se podría afirmar que esta característica del comercio bilateral es determinante para explicar el hecho que la economía uru-

guaya haya estado más expuesta a las fluctuaciones económicas ocurridas en Argentina.

Sin embargo, la conclusión de que los ciclos argentinos son más importantes para la economía uruguaya que los ciclos brasileños debe tomarse con mucha cautela por dos razones. En primer lugar, no se dispone de una serie de consumo trimestral para Brasil y, por lo tanto, no es posible evaluar el impacto de los *shocks* de consumo en aquel país sobre las variables uruguayas. En segundo lugar, es muy probable que los *shocks* Brasileños haya ido aumentando en importancia para Uruguay en los últimos años como consecuencia de la profundización de los vínculos comerciales entre nuestro país y el país norteno. Esto último no estaría siendo captado en el análisis, dado que los valores de los parámetros que se utilizan para el calculo de las descomposiciones y las funciones de impulso-respuesta surgen de la estimación del modelo para la totalidad del período 74-97.³¹

IV. COMENTARIOS FINALES

Se han identificado varios canales a través de las cuales los *shocks* regionales se transmitieron a la economía uruguaya. El alto grado de sustitución de bienes entre estos países parece haber sido uno de los principales multiplicadores de los *shocks* regionales.

Especialmente relevante es la presencia de una demanda regional por algunos bienes que básicamente no se comercializan con el resto del mundo. Esa demanda externa se explica por la importancia del turismo y de las actividades conexas y, por otro lado, por la existencia de acuerdos comerciales con los países vecinos.

La existencia de una demanda regional por este tipo de bienes ha estrechado aún más los lazos que unen al Uruguay con sus vecinos. La importancia de este canal *no convencional* ha exacerbado el impacto de las perturbaciones regionales y la economía se ha vuelto más vulnerable a los *shocks* regionales. La tendencia hacia la integración económica de las economías del Cono Sur probablemente agrave este problema.

31 En ese sentido, no se contaría con datos trimestrales suficientes para que las pruebas CUSUMQ pudieran detectar un posible cambio estructural a principios de los noventa.

Los *shocks* regionales que afectaron a la economía uruguaya en el período analizado estuvieron generalmente asociados a *booms* provocados por la adopción de nuevos programas de estabilización o crisis provocadas por el derrumbe de anteriores intentos. Los planes anti-inflacionarios indujeron cambios importantes en las variables reales en ambos países, como ser en la producción, el consumo y el tipo de cambio real. Es fácil encontrar ejemplos recientes de estos dramáticos cambios en el plan de Convertibilidad de Argentina y en el plan Real de Brasil. El fracaso de muchos programas de estabilización por otro lado, también tuvo efectos importantes en términos reales y afectó adversamente a la economía uruguaya (ejemplo de lo anterior podría ser el colapso de la *Tablita* o el plan Primavera en Argentina).

ANEXO

La evolución de la influencia argentina sobre la economía uruguaya

Durante los primeros años de la *Tablita* se verificó una dramática apreciación del tipo de cambio real de Argentina vis-á-vis Uruguay. El fenómeno comenzó en 1977 y se intensificó durante 1979 y 1980. Por esos años, en Argentina se seguía una política cambiaria aún más rígida que en Uruguay y la inflación medida en dólares era significativamente mayor en el primer país. Ese cambio dramático en los precios relativos conjuntamente con un *boom* de consumo en el país vecino contribuyeron significativamente a explicar el crecimiento de la producción en Uruguay (ver la figura 15A).³³ Es interesante observar que Uruguay importó una porción sustancial de inflación en dólares desde Argentina durante esos años (ver la figura 15B).

La *Tablita* argentina se derrumbó en febrero de 1981 y la inflación superó los niveles anteriores al plan de estabilización. Las devaluaciones que se sucedieron entre 1981 y 1982 provocaron un dramático aumento del tipo de cambio real en ese país (la cotización del dólar en el mercado paralelo deflactada por el nivel de precios se elevó en un 100% en el plazo de un año). Con un alto grado de arbitraje en el mercado de bienes, la demanda argentina por los artículos uruguayos se contrajo y muchos uruguayos pasaron a consumir bienes argentinos.³³ De acuerdo al análisis de descomposición histórica, el cambio en los precios relativos y la recesión en Argentina explican un porcentaje considerable de la caída en el nivel de producción en Uruguay en 1982.

En 1981, Uruguay mostraba una tasa de inflación en dólares elevada, a pesar de que se estaba importando deflación en dólares desde Argentina. Esto significa que otros factores fueron los responsables de la aprecia-

32 En el bienio 1979-80 el turismo proveniente de Argentina alcanzó récords históricos. Las exportaciones de productos básicos a Argentina también respondieron al shock de precios relativos en aquel país (según estadísticas oficiales las mismas aumentaron en 100% en 1979 y un 80% adicional en 1980). Además, el sector de la construcción tuvo un fuerte impulso debido a las compras de inmuebles por parte de los argentinos en Punta del Este (principal atracción turística del país).

33 Estadísticas extraoficiales indican que 1982 fue el año de mayor comercio ilícito.

ción del tipo de cambio real en ese año (mecanismos de indexación, falta de credibilidad, etc).

En el transcurso de 1983 y 1984 ambos gobiernos permitieron la flotación del tipo de cambio limitando su intervención en el mercado cambiario a evitar fluctuaciones violentas en el valor de la divisa. El comercio bilateral tanto en mercaderías como en servicios se contrajo a la mínima expresión. En la figura 15A se puede verificar que Argentina ejerció poca influencia sobre Uruguay en esos años.

A comienzos de 1985, Argentina sufría una inflación elevada y recesión. De acuerdo con las descomposiciones históricas, la dramática caída del consumo en aquel país afectó considerablemente a la economía uruguaya. Aunque 1985 fue un año de recuperación para la economía uruguaya, esto se explica por las condiciones favorables de la economía mundial y un *shock* favorable proveniente de Brasil. Si estas condiciones no se hubieran dado, Uruguay habría registrado un desempeño negativo en ese año.

El Plan Austral, lanzado en junio de 1985, parece haber tenido un efecto positivo sobre la economía uruguaya, especialmente en los dos años posteriores. Como se aprecia en la figura 15A, los *shocks* asociados con este plan se transmitieron a la economía uruguaya principalmente a través de cambios en el nivel de consumo (el plan Austral no indujo un cambio sustancial en los precios relativos en el país vecino si se compara con otros intentos de estabilización).

En febrero de 1989, el Banco Central de Argentina se vio obligado a suspender la convertibilidad del austral debido a la intensa demanda por divisas por parte del público. Esto marcó el fin del Plan Primavera, el último programa puesto en práctica por el gobierno del presidente Alfonsín. El precio de la divisa en el mercado negro se disparó y la economía quedó totalmente fuera de control. La hiperinflación argentina afectó negativamente a la economía uruguaya. De acuerdo al análisis de descomposición

histórica, el estancamiento del PBI de Uruguay en 1989 se explica principalmente por esos *shocks* negativos originados en Argentina.³⁴

El plan Bonex, adoptado en Argentina en enero de 1990 fue diseñado con el objetivo de poner fin a la hiperinflación. A diferencia del plan Austral, los efectos reales asociados con este plan se transmitieron principalmente a través de cambios en los precios relativos: los precios al consumo medidos en términos del valor del dólar en el mercado paralelo se duplicaron en un plazo menor a un año. Las innovaciones en los precios relativos argentinos explican una proporción considerable de la inflación en dólares en Uruguay.

En febrero de 1991, hubo una nueva corrida contra la moneda, lo que resultó en el resurgimiento de la inflación. El ministro Cavallo anunció en abril de 1991 el plan de Convertibilidad que se convirtió en la base de la estabilidad de precios que se goza en el presente. En el período 1991 - 1994, Argentina disfrutó de un período de gran prosperidad, con altas tasas de crecimiento de producción y del consumo. El plan de Convertibilidad tuvo un gran impacto sobre la economía uruguaya (ver nuevamente las figuras 15A y 15B). El auge del consumo aumentó la demanda argentina por productos uruguayos. Las mayores importaciones de bienes por parte de Argentina y el impulso del turismo contribuyeron a explicar el dinamismo de la producción y la elevada tasa de inflación en dólares en Uruguay en esos años.³⁵

En 1995, Argentina enfrentó una crisis de dimensiones considerables explicada en parte por los efectos de la crisis mexicana de diciembre de 1994 (el llamado efecto Tequila). Como puede observarse en la figura 15A, el declive del consumo argentino explica casi todo el deterioro del PBI

34 La influencia negativa de Argentina en 1989, que se detecta en el análisis de descomposición histórica, es consistente con la evolución del comercio bilateral en ese año: las exportaciones del Uruguay a ese país disminuyeron en un 25% y las importaciones registradas aumentaron en un 5%. Sin embargo, estas estadísticas pueden no representar en toda su magnitud el aumento de la demanda uruguaya por bienes argentinos. El contrabando fue importante ese año y el gobierno uruguayo se vio obligado a imponer restricciones cuantitativas a la compra de bienes argentinos.

35 Los ingresos de turistas desde Argentina crecieron ininterrumpidamente desde 1990. La importancia del mercado argentino para las exportaciones de bienes uruguayos aumentó del 5% en 1990 al 20% en 1994.

uruguayo. Una vez más, como en 1981-82, 1985 o 1989, Argentina parece haber tenido un papel negativo importante sobre el PBI de Uruguay.

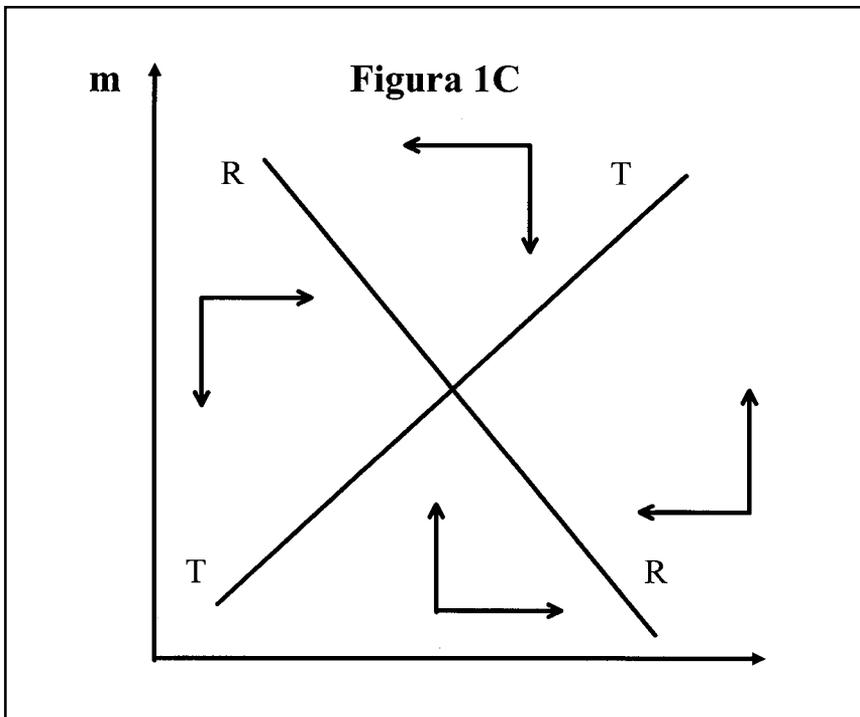
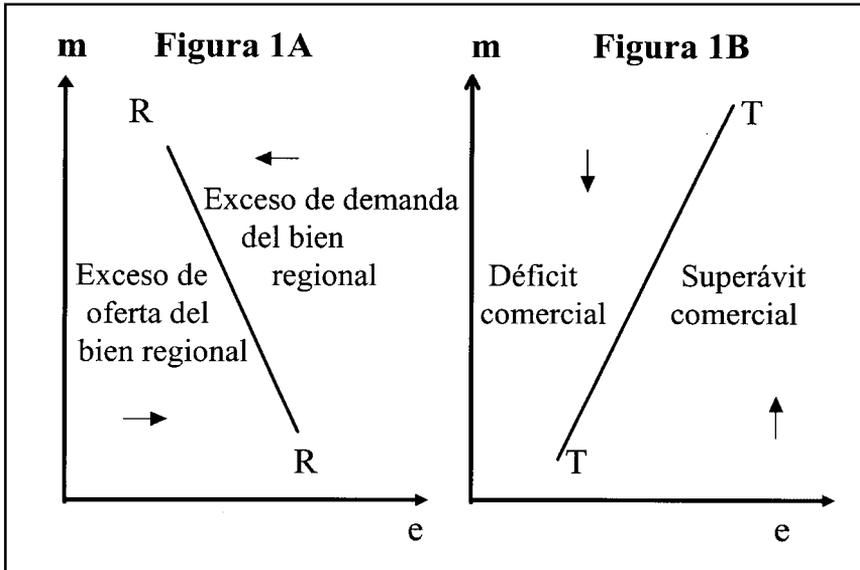
REFERENCIAS

- Argy, V., (1990)** The transmission of Foreign Disturbances Under Different Exchange Rate Regimes, *Journal of Banking and Finance*, 14, 929-946.
- Banco Central del Uruguay, Boletín Mensual**, varios números.
- Bergara, M., Dominioni, D. and Licandro, J., (1995)** Un Modelo Para Comprender la Enfermedad Uruguaya", *Revista de Economía*, Banco Central del Uruguay, Vol 2, N.2.
- Bernanke, B.S., (1986)** Alternative Explanations of the Money-Income Correlation, en *Real Business Cycles and Actual Policies*, ed. por Meltzer, A.H. and Brunner, K, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, North Holland, New York; Amsterdam.
- Blanchard, O. and Quah, D., (1989)**, The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances, *American Economic Review*, Vol 79, 655-673.
- Bruno, M., 1976**, "The Two-Sector Open Economy and the Real Exchange Rate," *American Economic Review*, 66, 566-77.
- Bruno, M. and Sachs, J., (1982)** Energy and Resource Allocation: a Dynamic Model of the Dutch Disease. *Review of Economic Studies*, Vol XLIX, 845-859.
- Calvo, G. and Rodriguez, C.A., (1977)** A Model of Exchange Rate Determination Under Currency Substitution and Rational Expectations, *Journal of Political Economics*, vol 85, no 31. 617-625.
- Campbell, J. and Perron, P., (1991)**, Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomicists Should Know About Unit Roots, *NBER Macroeconomic Annuals*, Cambridge, Massachusetts, pp. 144-200.
- Connolly, M. and Taylor, D., (1976)** Adjustment to Devaluation with Money and Nontradable Goods, *Journal of International Economics*, 6, 289-298.
- Corden, W.M., (1984)** Booming Sector and Dutch Disease Economics: Survey and Consolidation, *Oxford Economic Papers*, no 36, 359-380.
- Dirección Nacional de Cuentas Nacionales, MEOSP, Argentina, Cuentas Nacionales: Oferta y Demanda Globales 1980 - 1995.**

- Dominioni, D. and Licandro, J., (1995)** Shock Regional y Devaluación Compensatoria: Un Enfoque de Equilibrio General con Tres Bienes, mimeo, Banco Central del Uruguay.
- Edwards, S. (1988)** Real and Monetary Determinants of Real Exchange Rate Behavior. *Journal of Development Economics*, 29, 311-341.
- Favaro, E. and Sapelli, C., (1986)**, *Shocks Externos, Grado de Apertura y Política Doméstica*, Banco Central del Uruguay, Montevideo, Uruguay
- Hamilton, J., (1994)** *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- Harberger, A.C., 1983**, "Dutch Disease: How much Sickness, how much boon?" *Resources and Energy* 5 (no.1): 1-20.
- Hoffmaister, A. and Végh, C., (1995)**, Disinflation and the Recession-Now-Versus-Recession-Later Hypothesis: Evidence from Uruguay, IMF Working Paper, 95/99.
- Hutchison, M. and Walsh, C., (1992)**, Empirical Evidence on the Insulation Properties of Fixed and Flexible Exchange rates: The Japanese Experience. *Journal of International Economics*, 32, 241-263.
- International Monetary Fund**, *International Financial Statistics*, varios números.
- Kiguel, M. and Leviatan, N., (1991)** The Inflation-Stabilization Cycles in Argentina and Brazil, en *Lessons of Economic Stabilization and Its Aftermath*, ed. por Bruno, M., Fischer, S., Helpman, E. and Liviatan, N. MIT Press.
- Lutkepohl, H., (1985)**, Comparison of Criteria for Estimating the Order of a Vector Autorregresive Process, *Journal of Time Series Analysis*, 6, No 1, 35-52.
- Moreno, R., (1994)**, Exchange Rate Policy and Insulation from External Shocks: the Cases of Korea and Taiwan, 1970-1990, en *Exchange Rate Policy and Interdependence. Perspectives from the Pacific Basin*, ed. por Glick, R. and Hutchison, M., Cambridge University Press.
- Rodriguez, C.A., (1978)** A Stylized Model of the Devaluation-Inflation Spiral, *IMF Staff Papers*.

- Salter, W.E.G., (1959)** Internal and External Balance: The Role of Price and Expenditure Effects. *Economic Record*, Vol.35, 226-38.
- Sims, C. (1980)**, Macroeconomics and Reality, *Econometrica*, Vol 48, 1-48.
- Talvi, E., (1994)** A "Big Brother" Model of a Small Open Economy: The Impact of Argentina on Uruguay's Business Cycle, mimeo.
- Talvi, E. (1994)**. Fiscal Policy and the Public Sector in Exchange Rate-Based Stabilizations: Evidence from Uruguay's 1978 and 1991 Programs, mimeo.
- Vegh, C. (1992)**. Stopping High Inflation: an Analytical Overview. *IMF Staff Papers*, 626-695.

EQUILIBRIO EN EL MERCADO DEL BIEN REGIONAL Y EN EL SECTOR EXTERNO



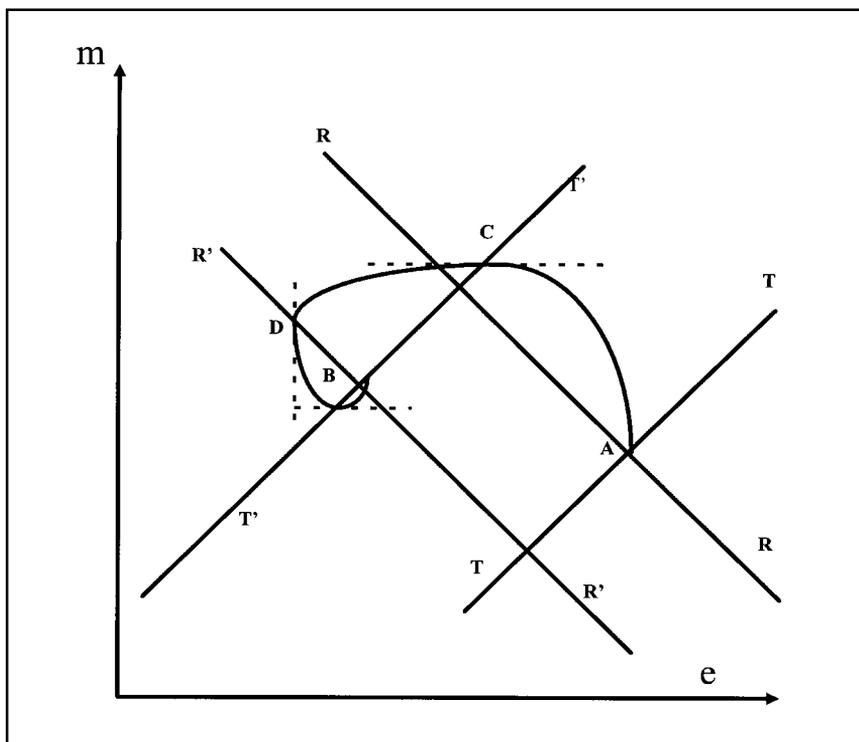
**AJUSTE DINAMICO DE LA ECONOMIA CUANDO
ENFRENTA UN *SHOCK* REGIONAL FAVORABLE****CASO 1: TIPO DE CAMBIO FIJO Y
AJUSTE LENTO DE PRECIOS**

Figura 3

**DINAMICA DE AJUSTE DE LOS PRECIOS RELATIVOS
Y DE LA CANTIDAD REAL DE DINERO**

Caso 1: Tipo de Cambio Fijo y Ajuste Lento de Precios

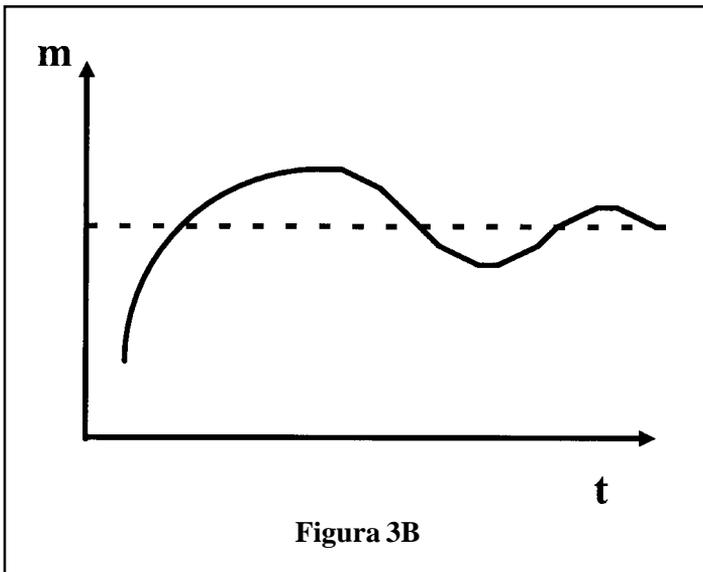
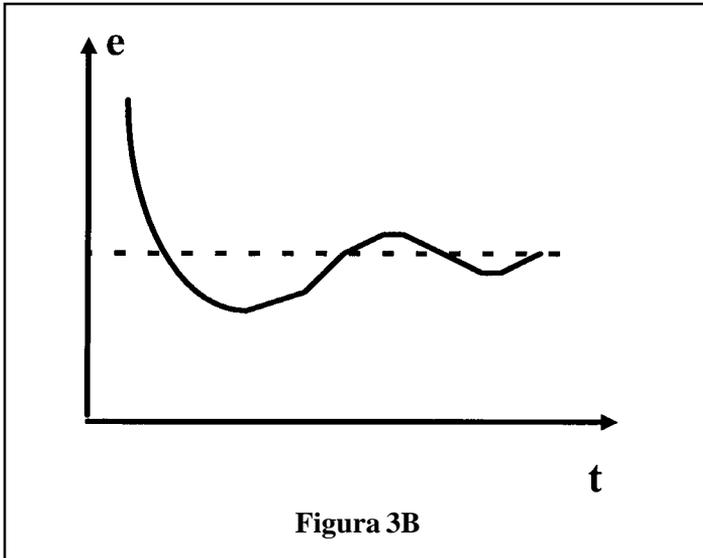


Figura 4

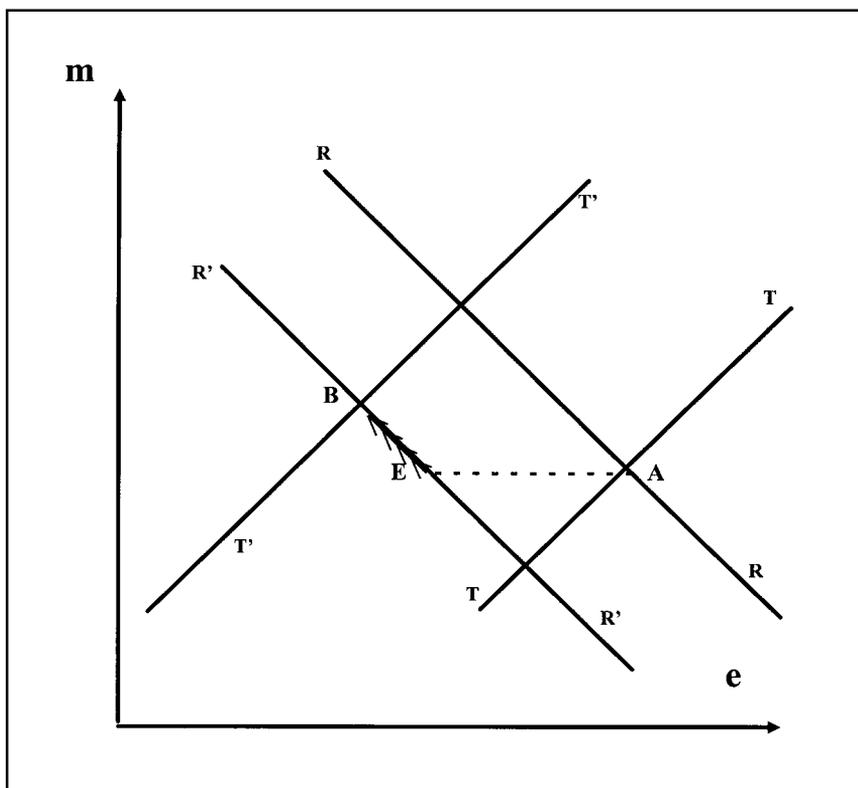
**AJUSTE DINAMICO DE LA ECONOMIA CUANDO
ENFRENTA UN *SHOCK* REGIONAL FAVORABLE****CASO 2: TIPO DE CAMBIO FIJO Y
PRECIOS FLEXIBLES**

Figura 5

**DINAMICA DE AJUSTE DE LOS PRECIOS RELATIVOS
Y DE LA CANTIDAD REAL DE DINERO**

Caso 2: Tipo de Cambio Fijo y Precios Flexibles

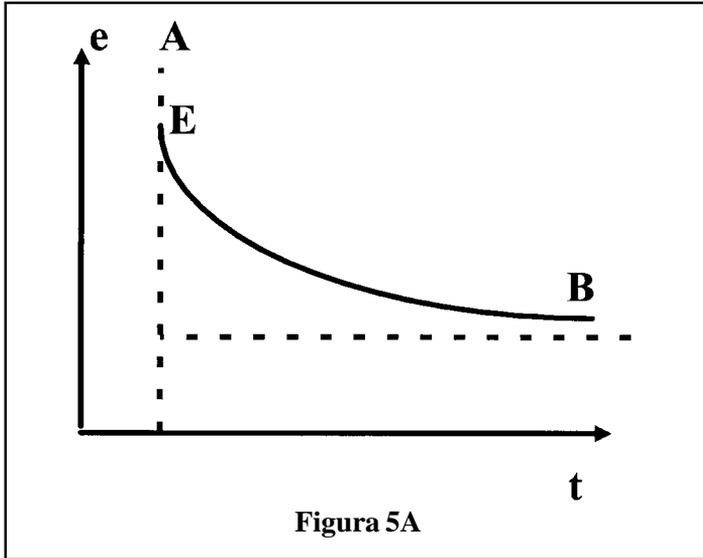


Figura 5A

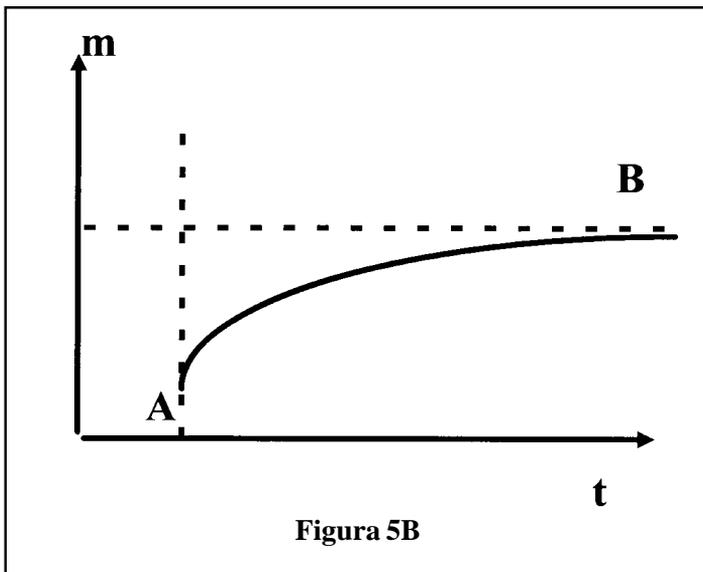


Figura 5B

Figura 6

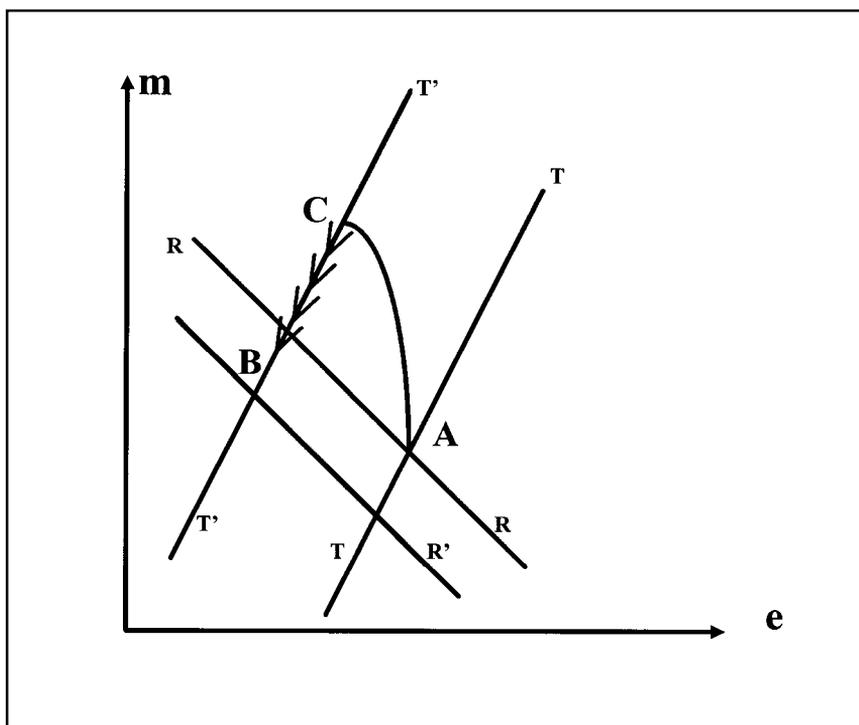
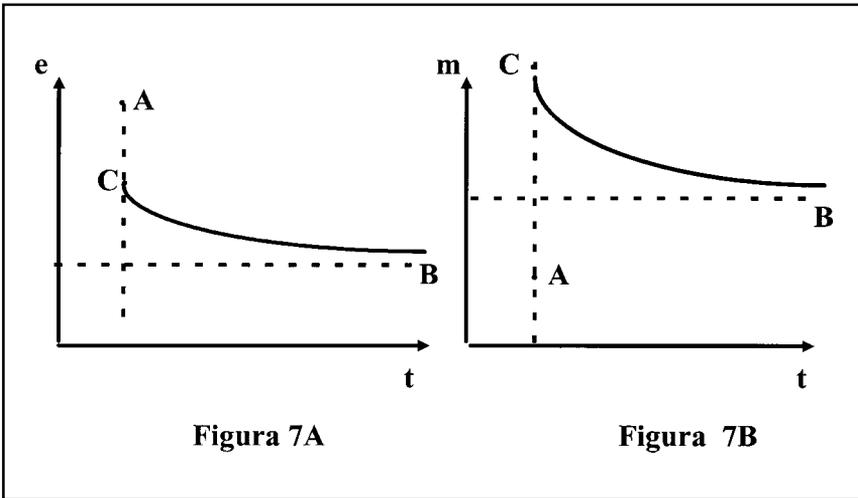
**AJUSTE DINAMICO DE LA ECONOMIA CUANDO
ENFRENTA UN *SHOCK* REGIONAL FAVORABLE****CASO 3: TIPO DE CAMBIO FLOTANTE Y
AJUSTE LENTO DE PRECIOS**

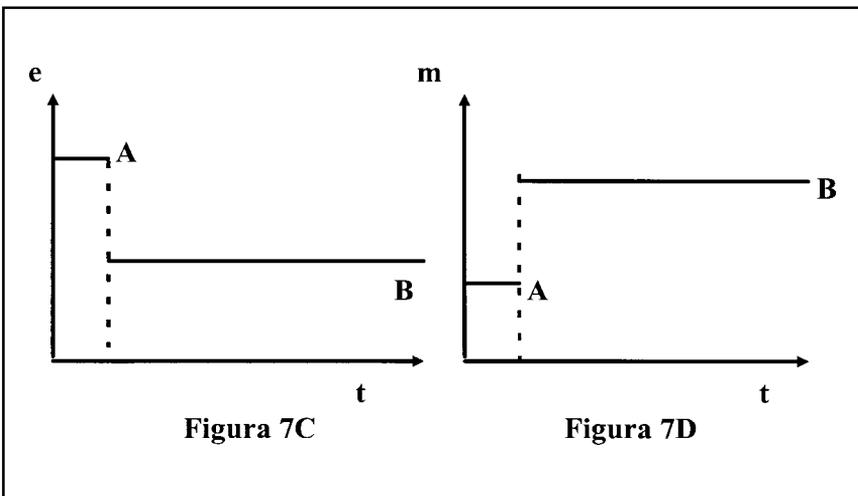
Figura 7

**DINAMICA DE AJUSTE DE LOS PRECIOS RELATIVOS
Y LA CANTIDAD REAL DE DINERO**

Caso 3: Tipo de Cambio Flotante y Ajuste Lento de Precios



Case 4: Tipo de Cambio Flotante y Precios Flexibles



**EFFECTOS DE UN *SHOCK* REGIONAL FAVORABLE
SOBRE EL NIVEL DE EMPLEO Y EL SALARIO REAL**

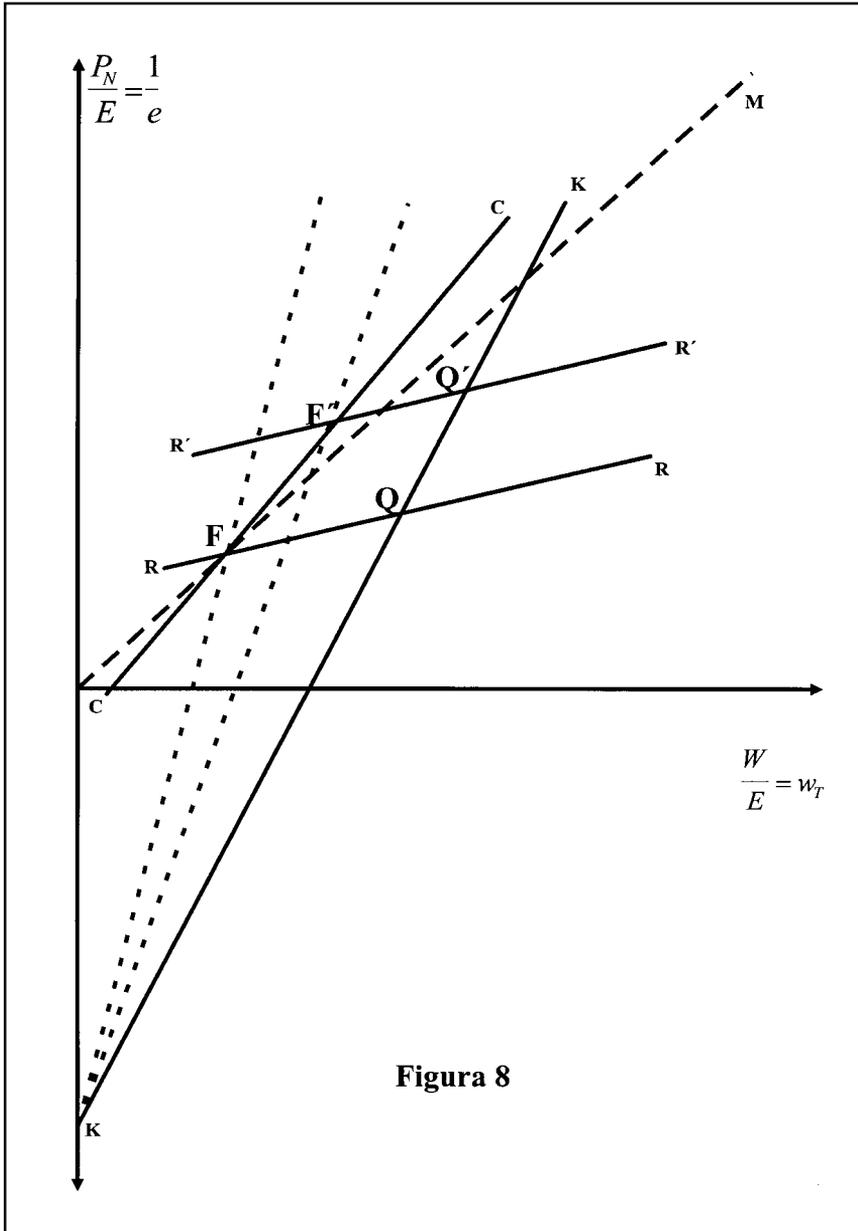


Figura 8

Figura 9

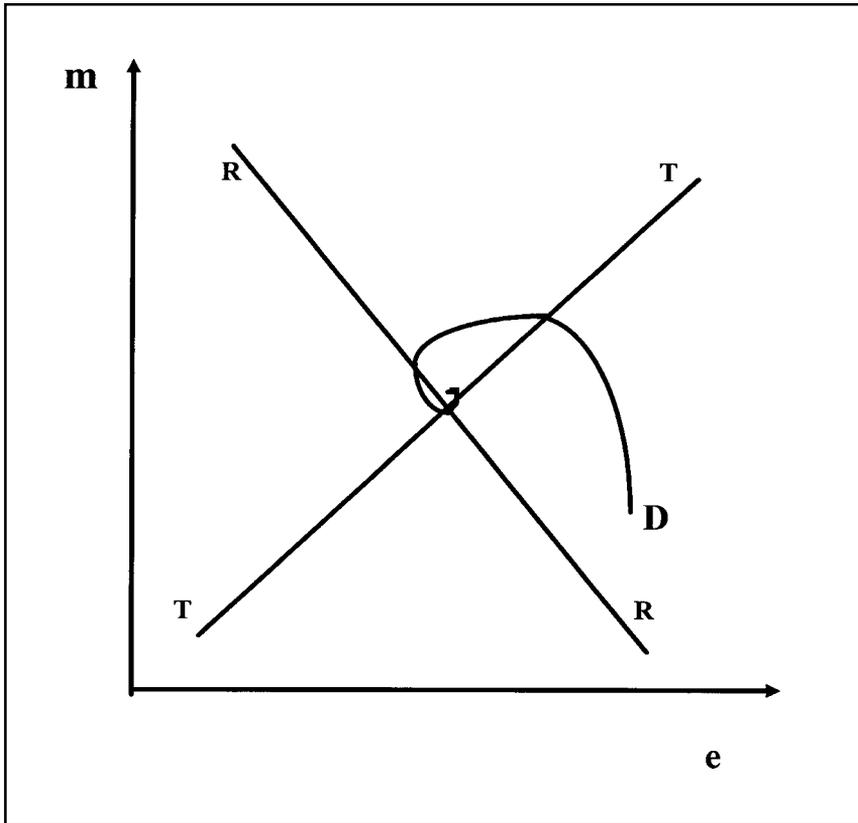
EFFECTOS DE UNA DEVALUACION BAJO UN SISTEMA DE TIPO DE CAMBIO FIJO

Figura 10

**EFFECTOS DE LOS *SHOCKS* REGIONALES
CUANDO LOS PRECIOS SON MAS RIGIDOS
A LA BAJA QUE AL ALZA**

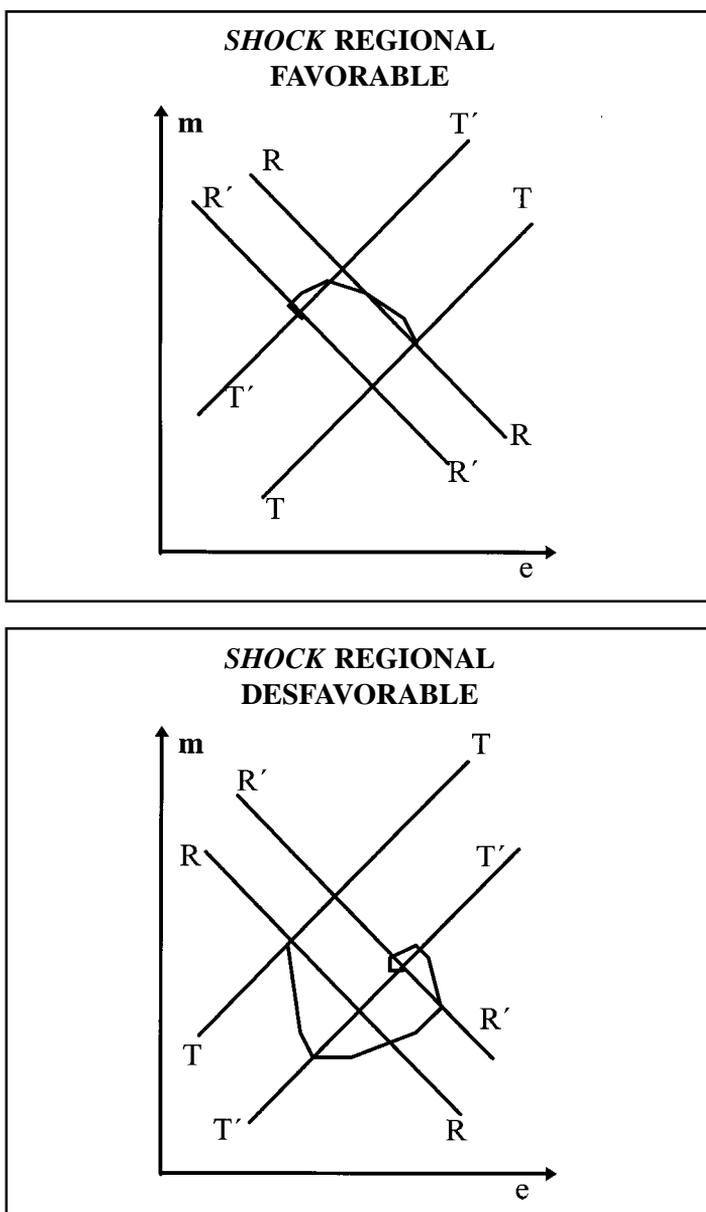


Figura 11

EL PAPEL DE UNA DEVALUACION CUANDO LA ECONOMIA ENFRENTA UN *SHOCK* DESFAVORABLE Y LOS PRECIOS SON RIGIDOS A LA BAJA

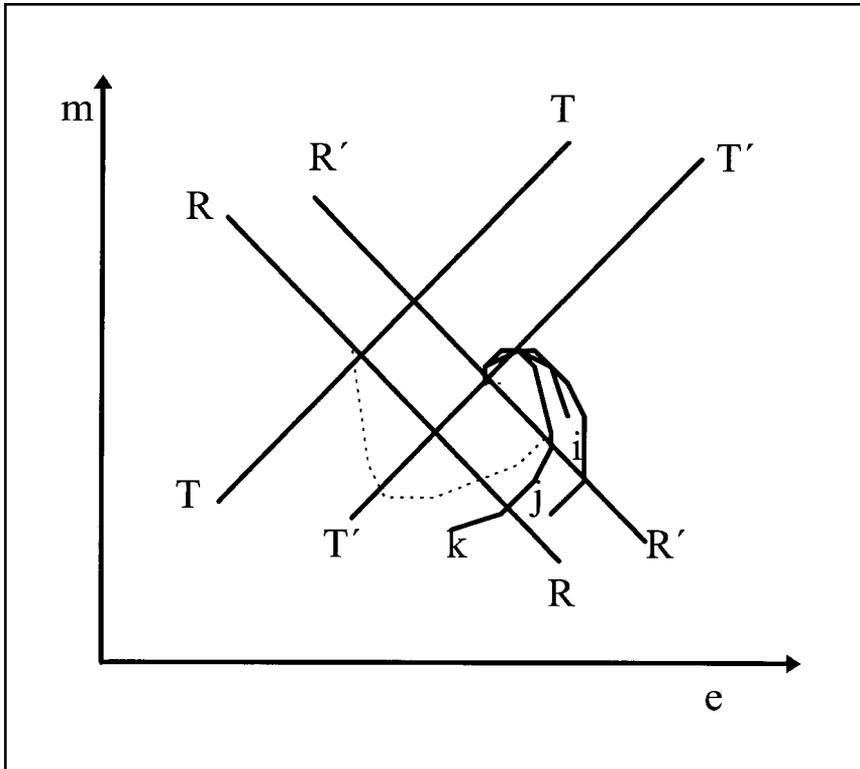


Tabla 1

DIRECCION DEL COMERCIO DE BIENES DE URUGUAY
(en Porcentaje del Total de Exportaciones e Importaciones)

PERÍODO	ARGENTINA		B R A S I L		RESTO DEL MUNDO	
	EXPORT.	IMPORT.	EXPORT.	IMPORT.	EXPORT.	IMPORT.
1961-65	1.3%	6.0%	2.6%	8.8%	96.1%	85.2%
1966-70	2.3%	9.3%	4.8%	12.7%	92.9%	78.0%
1971-75	4.6%	14.4%	12.6%	15.3%	82.8%	70.3%
1976-80	8.3%	12.1%	17.7%	14.3%	74.0%	73.6%
1981-85	9.2%	9.4%	13.7%	16.4%	77.1%	74.3%
1986-90	6.6%	14.5%	24.0%	26.2%	69.3%	59.2%
1991-95	16.7%	20.4%	24.3%	25.1%	59.0%	54.5%

Fuente: Boletín Mensual, Banco Central del Uruguay, varios números.

Tabla 2

**PRINCIPALES FUENTES DE INGRESOS DE DIVISAS DE URUGUAY
(Millones de Dólares Corrientes)**

Año	Turismo Receptivo	Exportaciones de Bienes Tradicionales	Total de Exportaciones de Bienes
1967-69	44.5	161.0	179.4
1970	42.6	217.6	232.7
1971	39.9	163.3	205.7
1972	44.9	155.1	214.1
1973	43.4	154.6	321.5
1974	56.1	170.0	382.2
1975	98.1	194.6	383.8
1976	68.0	252.7	546.5
1977	117.5	261.2	607.5
1978	137.2	248.6	686.1
1979	268.2	222.7	788.1
1980	298.0	415.9	1058.5
1981	283.0	513.0	1215.4
1982	106.0	435.4	1022.9
1983	89.7	469.8	1045.1
1984	210.0	338.8	924.6
1985	235.2	293.3	853.6
1986	257.8	402.7	1087.8
1987	207.5	392.5	1182.3
1988	202.8	539.1	1404.5
1989	227.9	593.0	1598.8
1990	238.2	623.8	1692.9
1991	332.5	470.7	1604.7
1992	381.3	514.4	1702.5
1993	446.8	432.6	1645.3
1994	632.2	562.0	1913.4
1995	610.9	648.7	2106.0
1996	716.8	712.2	2397.2
1997	759.3	833.1	2729.5

Fuente: Boletín Estadístico Mensual, Banco Central del Uruguay, varios números.

Tabla 3

**PARTICIPACION CONSOLIDADA DE ARGENTINA Y BRASIL EN
LAS EXPORTACIONES DE BIENES Y SERVICIOS NO
FACTORIALES DE URUGUAY (*)**

AÑO	ARGENTINA	BRASIL	TOTAL REGION
1979	29.1%	17.9%	47.0%
1980	29.9%	15.4%	45.3%
1981	24.1%	12.7%	36.8%
1982	16.6%	14.7%	31.3%
1983	14.3%	11.8%	26.0%
1984	23.5%	11.8%	35.3%
1985	24.1%	15.1%	39.2%
1986	22.7%	23.8%	46.5%
1987	20.3%	16.4%	36.7%
1988	16.2%	15.8%	31.9%
1989	14.4%	25.6%	40.0%
1990	13.8%	27.8%	41.6%
1991	24.1%	21.4%	45.6%
1992	31.7%	15.0%	46.7%
1993	33.9%	19.0%	52.9%
1994	36.6%	21.3%	57.9%
1995	28.6%	27.9%	56.5%
1996	25.5%	29.8%	55.3%

(*) Se incluye sólo el rubro Viajes de la Balanza de Pagos.

Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCU.

Tabla 4

VOLATILIDAD DE VARIABLES NOMINALES Y REALES, PAÍSES SELECCIONADOS

PAÍS	INVERSIÓN		CONSUMO		PRODUCTO		PRECIOS		DINERO	
	Coef.Var	Media	Coef.Var	Media	Coef.Var	Media	Coef.Var	Media	Coef.Var	Media
Argentina	0.19	20.21	2.85	2.85	2.01	2.24	1.99	342.58	1.90	297.04
Brasil	0.11	22.24	1.64	4.53	1.32	4.79	1.89	362.64	1.84	371.66
Uruguay	0.18	12.50	2.36	2.40	1.94	2.13	0.41	64.80	0.42	60.39
Canadá	0.08	21.83	0.53	3.60	0.70	3.55	0.50	6.02	0.86	8.10
Japón	0.08	31.33	0.49	5.25	0.62	5.33	0.89	5.19	0.66	10.39
Francia	0.07	21.88	0.59	3.02	0.62	3.03	0.55	6.78	0.61	7.79
Alemania	0.09	21.65	0.82	1.84	1.01	2.04	0.52	3.60	0.48	8.09
Italia	0.09	21.87	0.68	3.38	0.71	3.41	0.64	9.58	0.42	14.83
Reino Unido	0.08	18.19	1.20	2.13	1.07	2.10	0.63	8.49	0.54	11.15
Estados Unidos	0.09	15.77	0.54	2.98	0.83	2.67	0.52	5.63	0.38	7.22

Tabla 5

**VOLATILIDAD DEL TIPO DE CAMBIO REAL
PAISES SELECCIONADOS**

País	Desviación Estandard	Coficiente de Variación	Rango
Argentina	41.70	0.54	212.16
Brasil	26.46	0.40	104.40
Uruguay	16.70	0.25	78.93
Canadá	12.01	0.14	40.10
Reino Unido	20.31	0.30	77.17
Japón	37.44	0.42	121.04
Alemania	27.29	0.35	108.74
Italia	28.17	0.53	88.22

Notas: Período analizado: 1974.I - 1995.I. Datos trimestrales.

Base 1985.I=100 para todos los países.

El tipo de cambio real es el bilateral con Estados Unidos.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de IFS, IMF.

Tabla 6

**PRUEBAS DE RAIZ UNITARIA
(TEST DE DICKEY -FULLER AUMENTADO)**

Nombre de la Variable	NIVELES (EN LOG.)		PRIMERAS DIFERENCIAS		
	VALOR (1) ESTADÍST.	# DE REZAGOS	VALOR (2) ESTADÍST.	#	# DE REZAGOS
TÉRMINOS DE INTERCAMBIO	-2.521	2	-4.605	#	5
TASA REAL DE INTERÉS	-2.002	2	-3.347	#	6
PBI, EE.UU.	-2.361	8	-2.811	#	8
PBI INDUSTRIAL, BRASIL	-3.103	8	-2.340		8
IPC/TIPO DE CAMBIO, BRASIL	-1.141	3	-3.369	#	7
CONSUMO, ARGENTINA	-2.554	8	-3.258	#	8
IPC/TIPO DE CAMBIO, ARGENTINA	-2.214	0	-4.254	#	3
PBI, URUGUAY	-1.878	8	-3.112	#	8
IPC/TIPO DE CAMBIO, URUGUAY	-1.597	0	-3.544	#	3

Notas: (1) Las regresiones incluyen una constante y una tendencia

(2) Las regresiones incluyen solo una constante

significa que el estadístico es significativo al 10%.

Valores críticos: -3.13 (constante y tendencia), -2,57 (solo constante).

Tabla 7

PRUEBAS DE COINTEGRACION DE ENGLE-GRANGER

Nombre de la Variable	Estad. Tau	Rezagos
TÉRMINOS DE INTERCAMBIO	-3.489	6
TASA REAL DE INTERÉS	-3.725	5
PBI, EE.UU.	-4.027	3
PBI INDUSTRIAL, BRASIL	-4.362	2
IPC/TIPO DE CAMBIO, BRASIL	-3.763	8
CONSUMO, ARGENTINA	-2.826	3
IPC/TIPO DE CAMBIO, ARGENTINA	-3.741	8
PBI, URUGUAY	-3.293	2
IPC/TIPO DE CAMBIO, URUGUAY	-3.002	8

Notas: Todas las regresiones en los niveles de la variables incluyen una constante y una tendencia.

Los valores asintóticos críticos para el test de cointegración extraídos de Davidson y MacKinnon (1993) son: -5,52 al 1%, -4,98 al 5% y -4,70 al 10%.

Tabla 8

TEST DE SELECCION DEL NUMERO OPTIMO DE REZAGOS
CRITERIO DE INFORMACIÓN DE AKAIKE (1976)

NÚMERO DE REZAGOS	Var. Depend: TÉRMINOS DE INTERCAMBIO	Var. Depend: TASA REAL DE INTERÉS	Var. Depend: PRODUCTO EE.UU.
1	42.76	559.23	-452.18
2	42.88	547.31	-456.93 #
3	40.41 #	531.97	-446.67
4	44.52	529.02 #	-441.56
5	47.19	531.22	-433.48

NÚMERO DE REZAGOS	Var. Depend: PBI INDUSTRIAL BRASIL	Var. Depend: IPC/T.C. BRASIL	Var. Depend: CONSUMO ARGENTINA
1	-141.73	67.12	-183.33 #
2	-147.13 #	67.11	-176.63
3	-142.95	64.71	-170.98
4	-139.09	59.47 #	-166.01
5	-134.88	61.15	-173.93

NÚMERO DE REZAGOS	Var. Depend: IPC/T.C. ARGENTINA	Var. Depend: PRODUCTO URUGUAY	Var. Depend: IPC/T.C. URUGUAY
1	157.27 #	-109.58	-31.03
2	159.38	-124.04	-29.07
3	164.90	-144.15	-29.21
4	168.62	-151.68 #	-31.31 #
5	159.65	-146.70	-21.23

= valor que minimiza el estadístico de Akaike.

Nota: Las variables incluidas en el modelo están expresadas en tasas de crecimiento.

Tabla 9
MODELO CUASI-VAR: ESTIMACIONES DEL VECTOR AUTORREGRESIVO (METODO SUR)

Variable Independ.	# Rezagos	Variables Dependientes																	
		Térm.de Intercam.		Tasa Real de Int.		Producto EE.UU.		PBI Ind. Brasil		IPC/T.C. Brasil		Consumo Argent.		IPC/T.C. Argent.		Producto Uruguay		IPC/T.C. Uruguay	
		Coef.	Stat. T	Coef.	Stat. T	Coef.	Stat. T	Coef.	Stat. T	Coef.	Stat. T	Coef.	Stat. T	Coef.	Stat. T	Coef.	Stat. T	Coef.	Stat. T
Términos de Intercambio	1	0.186	1.78	-2.394	-1.43	0.011	1.71	0.087	2.24	0.080	0.68	0.039	1.25	-0.070	-0.34	-0.006	-0.17	0.006	0.09
	2	-0.246	-2.36	-3.794	-2.25	-0.012	-1.95	-0.009	-0.24	0.040	0.33					0.056	1.62	-0.127	-1.80
	3	0.115	1.16	-2.136	-1.26					0.053	0.44					-0.056	-1.63	-0.029	-0.41
	4			-3.080	-1.86					-0.160	-1.47					0.122	3.81	-0.113	-1.71
Tasa Real de Interés	1	0.019	3.17	-0.357	-3.43	-0.001	-3.80	-0.002	-1.15	-0.004	-0.61	0.002	1.46	-0.002	-0.19	-0.002	-0.75	-0.006	-1.25
	2	0.009	1.22	-0.393	-3.43	-0.001	-3.07	0.002	0.82	-0.020	-2.82					0.005	2.09	0.004	0.76
	3	0.010	1.52	0.144	1.22					-0.003	-0.39					-0.002	-0.68	0.000	0.09
	4			-0.149	-1.32					-0.027	-4.11					0.003	1.69	0.011	2.58
Producto EE.UU.	1	-0.362	-0.22	44.06	1.70	0.249	2.47	-0.064	-0.11	-1.319	-0.77	0.121	0.27	1.960	0.69	0.298	0.58	-0.379	-0.37
	2	-0.529	-0.33	33.02	1.24	0.111	1.13	1.003	1.78	-2.923	-1.67					-0.316	-0.59	0.798	0.73
	3	-0.373	-0.26	-45.01	-1.80					3.105	1.88					0.616	1.29	1.455	1.48
	4			15.44	0.65					0.053	0.03					-1.014	-2.26	-0.350	-0.37
Producto Industrial Brasil	1							0.013	0.13	-0.345	-1.14	0.094	1.14	0.580	1.09	0.132	1.46	-0.054	-0.29
	2							-0.271	-2.86	0.299	1.04					-0.006	-0.06	-0.344	-1.83
	3									0.214	0.79					-0.167	-1.91	-0.125	-0.69
	4									-0.517	-2.13					0.011	0.14	-0.085	-0.55
IPC/T.C. Brasil	1							-0.029	-0.92	0.060	0.61	0.009	0.31	0.161	0.90	0.011	0.33	0.145	2.19
	2							-0.012	-0.38	0.211	2.41					-0.005	-0.18	-0.153	-2.48
	3									-0.278	-3.04					-0.038	-1.28	-0.043	-0.70
	4									-0.005	-0.05					-0.027	-0.99	0.020	0.34
Consumo Argentina	1											0.086	0.88	-0.220	-0.35	0.251	2.43	-0.262	-1.25
	2															0.146	1.35	-0.006	-0.03
	3															0.128	1.13	0.027	0.11
	4															0.047	0.42	0.041	0.18
IPC/T.C. Argentina	1											0.053	3.40	-0.186	-1.84	0.003	0.19	0.058	1.77
	2															0.062	3.25	0.174	4.47
	3															0.004	0.19	-0.035	-0.84
	4															0.000	-0.01	0.045	1.17
Producto Uruguay	1															-0.406	-4.17	0.582	2.91
	2															-0.398	-3.83	0.487	2.27
	3															-0.236	-2.16	0.592	2.64
	4															0.424	4.39	0.713	3.59
IPC/T.C. Uruguay	1															0.107	2.18	-0.019	-0.19
	2															0.102	1.93	-0.164	-1.51
	3															0.075	1.44	0.031	0.29
	4															-0.095	-2.04	-0.046	-0.48

Nota: Las variables incluidas en el modelo están expresadas en tasas de crecimiento.

Tabla 10

MODELO CUASI-VAR: PRUEBAS DE CAUSALIDAD DE GRANGER

VARIABLE DEPENDIENTE: IPC/T.C. URUGUAY

	VARIABLES INDEPENDIENTES								
	TÉRMINOS DE INTER.	TASA REAL DE INTERÉS	PRODUCTO EE.UU.	PBI IND. BRASIL	IPC/T.C. BRASIL	CONSUMO ARGENT.	IPC/T.C. ARGENT.	PRODUCTO URUGUAY	IPC/T.C. URUGUAY
ESTADÍSTICO F	0.928	1.102	0.376	0.527	1.348	0.177	3.363	1.556	0.443
NIVEL DE SIGNIF.	(0,46)	(0,37)	(0,82)	(0,72)	(0,27)	(0,95)	(0,01)	(0,20)	(0,78)

VARIABLE DEPENDIENTE: PBI, URUGUAY

	VARIABLES INDEPENDIENTES								
	TÉRMINOS DE INTER.	TASA REAL DE INTERÉS	PRODUCTO EE.UU.	PBI IND. BRASIL	IPC/T.C. BRASIL	CONSUMO ARGENT.	IPC/T.C. ARGENT.	PRODUCTO URUGUAY	IPC/T.C. URUGUAY
ESTADÍSTICO F	1.174	1.019	0.681	0.853	0.364	1.687	1.567	13.235	1.602
NIVEL DE SIGNIF.	(0,33)	(0,41)	(0,61)	(0,50)	(0,83)	(0,17)	(0,20)	(0,00)	(0,19)

Nota: Las variables incluidas en el modelo están expresadas en tasas de crecimiento.

Tabla 11

MODELO CUASI-VAR: MATRIZ DE CORRELACIONES CONTEMPORANEAS DE LOS RESIDUOS

	EC. 1	EC.2	EC.3	EC.4	EC.5	EC.6	EC.7	EC.8	EC.9
EQ. 1 TÉRMINOS DE INTERC.	1.000	-0.013	0.152	-0.279	-0.315	-0.081	0.054	0.246	-0.038
EC. 2 TASA REAL DE INTERÉS		1.000	0.008	0.014	0.076	0.039	-0.201	-0.298	0.092
EC. 3 PRODUCTO, EE.UU.			1.000	0.097	0.131	-0.159	-0.086	0.263	-0.107
EC. 4 PBI INDUSTRIAL BRASIL				1.000	0.036	0.093	0.047	-0.004	0.151
EC. 5 IPC/T.C. , BRASIL					1.000	-0.267	0.165	-0.004	-0.244
EC. 6 CONSUMO ARGENTINA						1.000	0.094	-0.241	0.228
EC. 7 IPC/T.C. , ARGENTINA							1.000	0.283	-0.019
EC. 8 PRODUCTO URUGUAY								1.000	0.152
EC. 9 IPC/T.C., URUGUAY									1.000

Tabla 12A

MODELO CUASI-VAR: DESCOMPOSICIONES DE VARIANZA TASA DE CRECIMIENTO DEL PBI, URUGUAY

Período	Error Estand.	TÉR.DE INTER.	TASA REAL INT.	PBI EE.UU.	TOTAL R. de M.
1	0.030	6.05%	8.72%	5.37%	20.14%
2	0.035	7.43%	6.54%	4.16%	18.13%
3	0.041	10.28%	8.58%	5.79%	24.66%
4	0.043	11.08%	8.97%	7.82%	27.86%
5	0.048	15.54%	8.87%	6.25%	30.66%
6	0.052	15.23%	11.00%	5.65%	31.89%
7	0.053	14.91%	10.87%	5.54%	31.31%
8	0.054	14.51%	11.40%	5.77%	31.69%
9	0.056	16.41%	11.01%	5.50%	32.92%
10	0.058	16.59%	11.81%	5.18%	33.58%

Período	PBI IND. BRA.	IPC/T.C. BR.	CONSUMO ARG.	IPC/T.C. ARG.	TOTAL REGIÓN
1	0.00%	0.00%	2.98%	6.83%	9.82%
2	3.48%	1.24%	12.39%	5.50%	22.60%
3	2.48%	1.53%	10.52%	17.47%	32.00%
4	5.63%	2.11%	9.48%	15.86%	33.09%
5	4.71%	1.69%	8.46%	13.32%	28.18%
6	5.78%	2.17%	9.85%	11.67%	29.48%
7	5.67%	2.67%	9.72%	12.40%	30.47%
8	7.07%	2.59%	9.55%	11.97%	31.17%
9	6.92%	2.43%	9.32%	11.21%	29.87%
10	7.31%	2.57%	9.54%	10.66%	30.09%

Período	PBI URUGUAY	IPC/T.C. URUG.	TOTAL URUGUAY
1	69.54%	0.00%	69.54%
2	56.75%	2.51%	59.26%
3	41.06%	2.28%	43.35%
4	37.01%	2.05%	39.06%
5	37.35%	3.81%	41.16%
6	34.37%	4.27%	38.64%
7	33.70%	4.52%	38.22%
8	32.64%	4.50%	37.14%
9	32.23%	4.97%	37.21%
10	31.16%	5.17%	36.33%

Nota: Las variables incluidas en el modelo están expresadas en tasas de crecimiento.

Tabla 12B

**MODELO CUASI-VAR: DESCOMPOSICIONES DE VARIANZA
INFLACION EN DOLARES, URUGUAY**

Período	Error Estand.	TÉR.DE INTER.	TASA REAL INT.	PBI EE.UU.	TOTAL R. de M.
1	0.057	0.14%	0.84%	1.06%	2.05%
2	0.068	0.15%	7.21%	1.12%	8.47%
3	0.077	0.22%	5.77%	0.95%	6.94%
4	0.079	0.39%	5.46%	3.26%	9.12%
5	0.083	0.37%	5.06%	3.96%	9.39%
6	0.085	0.35%	7.82%	3.85%	12.02%
7	0.086	0.74%	8.39%	3.78%	12.90%
8	0.086	0.75%	8.53%	3.79%	13.06%
9	0.086	0.84%	8.60%	3.99%	13.43%
10	0.087	0.84%	8.71%	4.09%	13.64%

Período	PBI IND. BRA.	IPC/T.C. BR.	CONSUMO ARG.	IPC/T.C. ARG.	TOTAL REGIÓN
1	2.62%	6.26%	1.63%	0.03%	10.54%
2	2.01%	15.05%	3.06%	5.75%	25.87%
3	2.69%	12.31%	3.22%	22.49%	40.71%
4	3.06%	11.97%	3.36%	21.59%	39.99%
5	2.83%	11.10%	3.77%	24.18%	41.89%
6	2.74%	10.65%	4.30%	23.86%	41.55%
7	2.79%	10.54%	4.50%	23.77%	41.60%
8	2.80%	10.48%	4.48%	23.71%	41.46%
9	2.80%	10.42%	4.44%	23.58%	41.23%
10	2.85%	10.34%	4.60%	23.40%	41.19%

Período	PBI URUGUAY	IPC/T.C. URUG.	TOTAL URUGUAY
1	8.23%	79.18%	87.41%
2	10.02%	55.63%	65.65%
3	8.19%	44.16%	52.35%
4	8.49%	42.41%	50.89%
5	9.61%	39.12%	48.73%
6	9.16%	37.27%	46.43%
7	8.99%	36.51%	45.50%
8	9.16%	36.31%	45.47%
9	9.31%	36.03%	45.34%
10	9.37%	35.80%	45.17%

Nota: Las variables incluidas en el modelo están expresadas en tasas de crecimiento.

Figura 12A

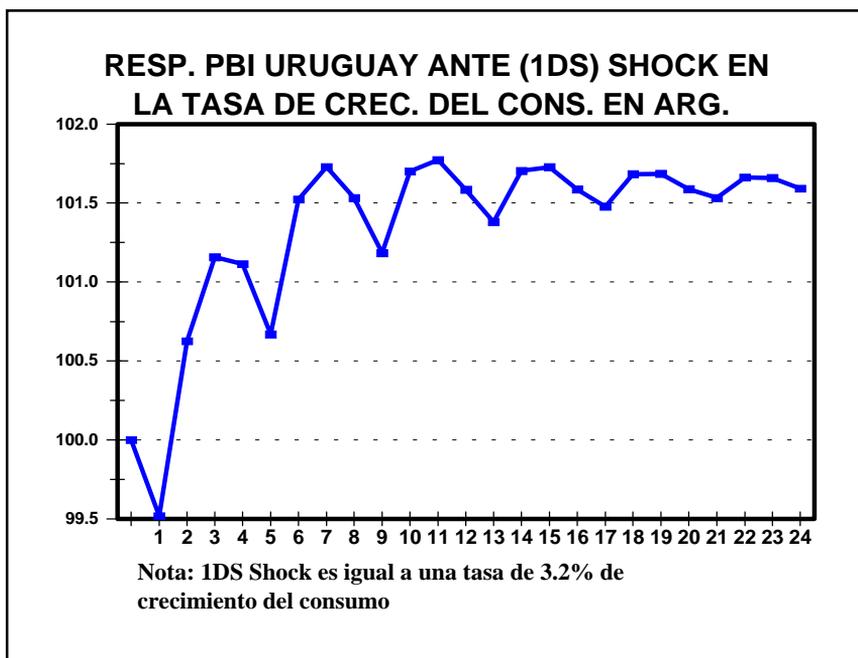
**MODELO CUASI-VAR:
FUNCION DE IMPULSO - RESPUESTA**

Figura 12B

**MODELO CUASI-VAR:
FUNCION DE IMPULSO - RESPUESTA**

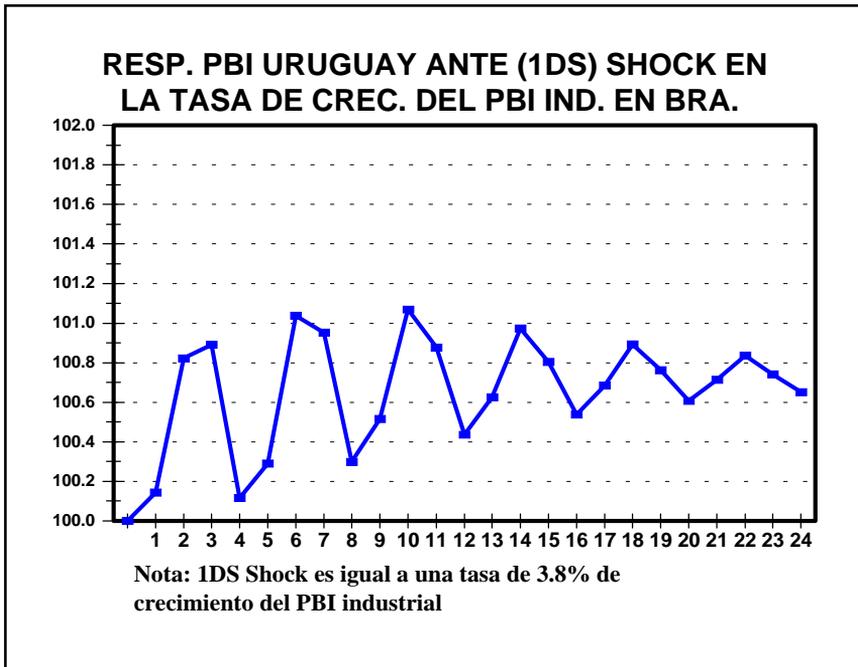


Figura 13

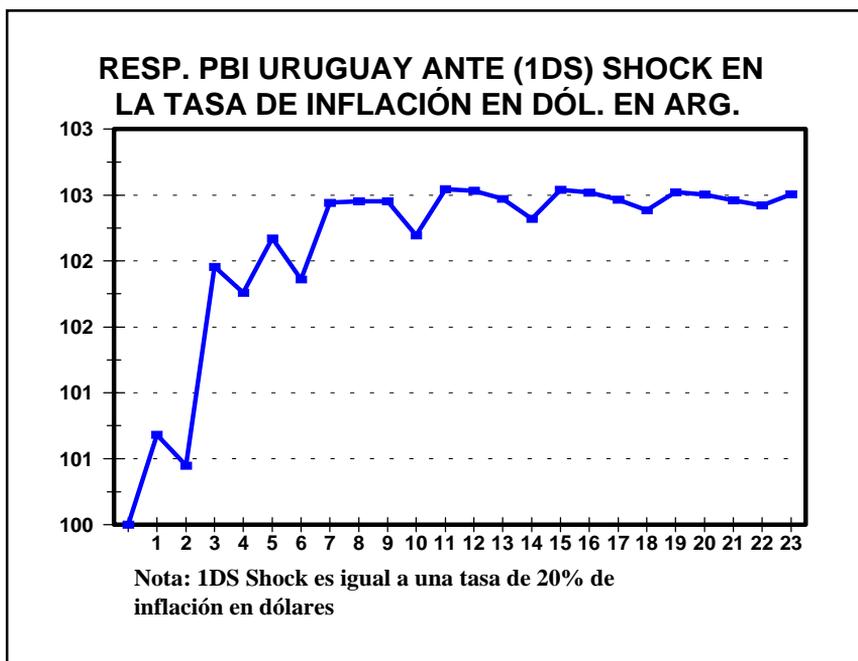
**MODELO CUASI-VAR:
FUNCION DE IMPULSO - RESPUESTA**

Figura 14

**MODELO CUASI-VAR:
FUNCION DE IMPULSO - RESPUESTA**

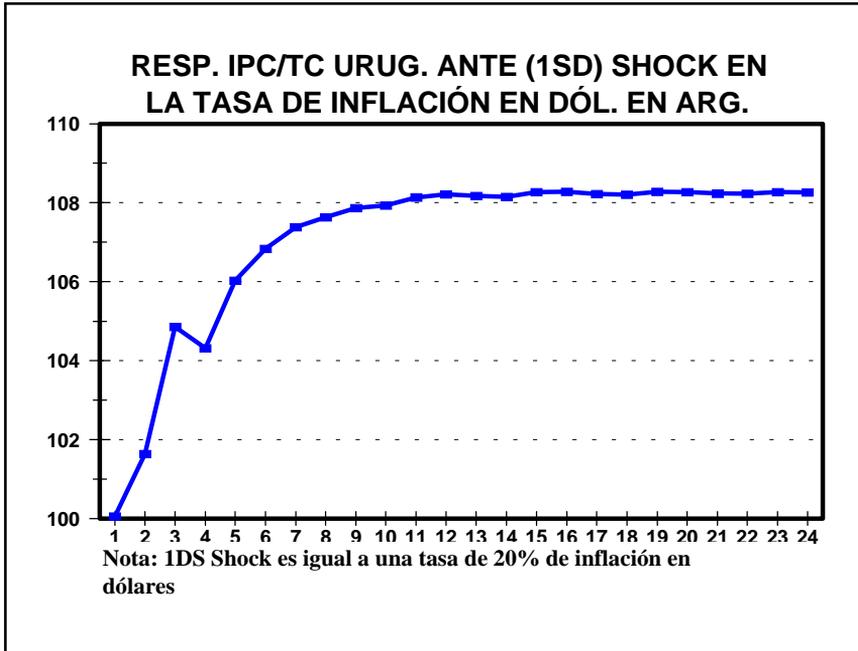


Figura 15A

MODELO CUASI-VAR: DESCOMPOSICIONES HISTORICAS

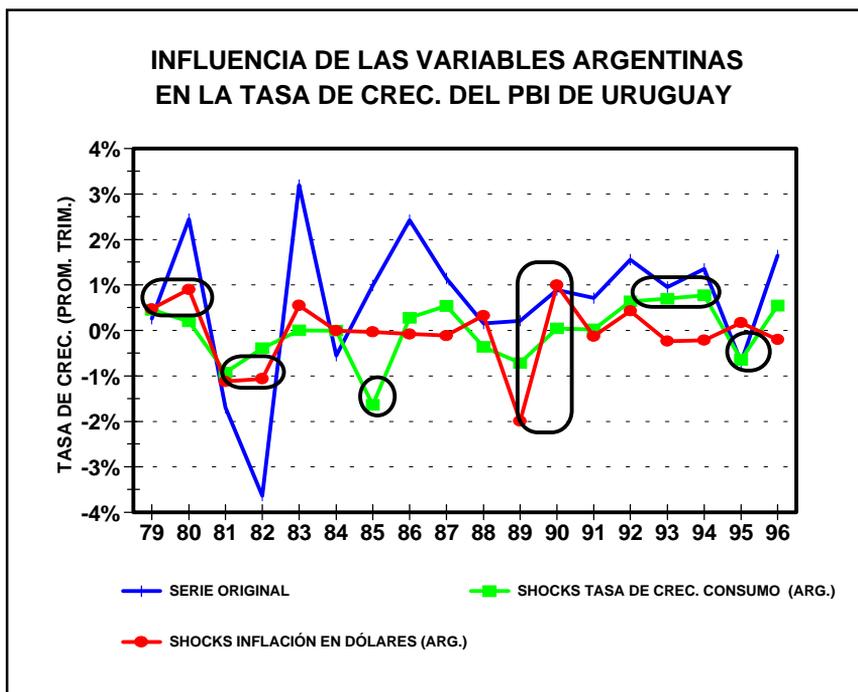


Figura 15B

MODELO CUASI-VAR: DESCOMPOSICIONES HISTORICAS

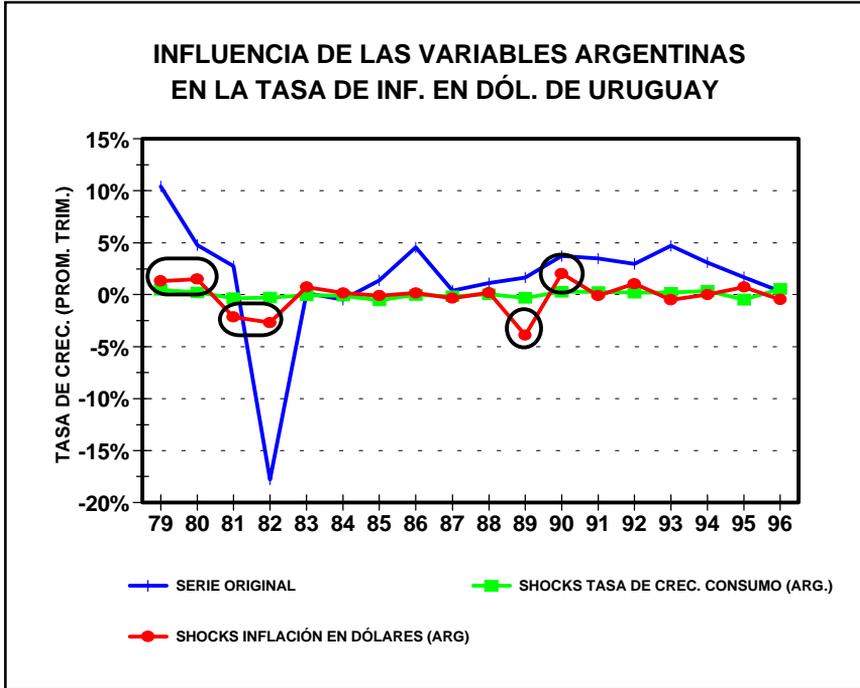


Figura 15C

MODELO CUASI-VAR: DESCOMPOSICIONES HISTORICAS

