

1. CICLO ECONÓMICO Y COORDINACIÓN DE LA POLÍTICA MACROECONÓMICA EN EL MERCOSUR

JOSÉ MARÍA FANELLI
MARTÍN GONZÁLEZ ROZADA¹

Resumen: El trabajo analiza los comovimientos cíclicos en el MERCOSUR diferenciando entre shocks comunes e idiosincrásicos. En el MERCOSUR (o en cualquier otra región) los shocks pueden ser país-específicos, afectando a un solo país o a un conjunto específico de países (por ejemplo, un shock climático, o un shock de política doméstica); o pueden ser comunes a toda la región (por ejemplo, un cambio en las condiciones de los mercados internacionales de capital o una recesión mundial). Los mecanismos de propagación, en tanto, son importantes porque un shock que inicialmente es país-específico, originado en un país, puede eventualmente desbordarse a otros países. Trabajamos con el enfoque de componente no observado para descomponer las fluctuaciones del PBI real desestacionalizado de los países del MERCOSUR en esos tres componentes y los comparamos con resultados previos. Las principales conclusiones de este trabajo son: primero, los factores comunes originados por impulsos de cambios en las expectativas de los inversores son relevantes a la hora de explicar los comovimientos de producto en la región y los efectos derrame entre vecinos son significativos. Segundo, la volatilidad importa, especialmente en el caso de los acuerdos regionales recientes. Los shocks en los países del MERCOSUR tienden a ser más grandes que en los EE.UU. y los países europeos. Tercero, las finanzas importan, tanto para la volatilidad como para la dinámica de precio y cantidad. Los efectos de acelerador pueden ser importantes para dar cuenta de algunas características de la dinámica de precios y cantidades que no explican los modelos tradicionales basados en las técnicas de vectores autorregresivos.

¹ José María Fanelli, CEDES, Sánchez de Bustamante 27 (1173) Buenos Aires, Argentina, Tel.: (54-11) 4861-2126, josefan@cedes.org. Martín González Rozada, Universidad Torcuato Di Tella, Miñones 2177, (C1428ATG) Buenos Aires, Argentina, Tel.: (54-11) 4784-0080, mrozada@utdt.edu. Agradecemos el financiamiento de Internacional Development Research Center y la asistencia en la investigación de Ariel Geandet. El segundo autor agradece al CIF (Centro de Investigación en Finanzas) de la Universidad Torcuato Di Tella por el financiamiento.

I. INTRODUCCIÓN.²

El propósito principal de este trabajo es analizar las fluctuaciones agregadas y los comovimientos cíclicos en el MERCOSUR, así como también llegar a conclusiones sobre la coordinación de la política macroeconómica.³ Nuestro objetivo primario será el de caracterizar las fluctuaciones en el producto. Básicamente, seguimos la literatura sobre Áreas Monetarias Óptimas (AMO) y elección de régimen cambiario. Así, las ideas aquí discutidas son, en gran medida, aquellas tratadas en esa literatura: el grado de simetría de los ciclos, la identificación de las fuentes de los shocks, la volatilidad y las interacciones entre los movimientos cíclicos de precios y cantidades.⁴

Nuestro tratamiento de las fluctuaciones cíclicas se separa de la literatura en el énfasis que le otorga a ciertos factores. Esto se debe básicamente a que el MERCOSUR presenta una serie de particularidades que deben ser incorporadas al análisis. Las más relevantes son: primero, que el MERCOSUR es un acuerdo de integración regional relativamente reciente, en el que el grado de integración económica y comercial es aún baja; segundo, está conformado por países de ingresos medios, muy inestables y en algunos casos altamente dolarizados; y tercero, los países fueron golpeados por fuertes shocks en los últimos cinco años, lo que ha perjudicado el proceso de integración.

Desde nuestro punto de vista, estas particularidades del MERCOSUR nos indican que centrarse en el problema de la simetría de los ciclos puede no ser la mejor estrategia de investigación. En la literatura sobre ciclo inspirada en AMO, la identificación de los shocks comunes y del grado de armonía en los procesos de ajuste juega un rol predominante, dado que su principal interés es realizar un análisis de costo / beneficio de renunciar a la política monetaria. En el caso del MERCOSUR, el problema de abandonar la política monetaria en favor de una acción común con los miembros de una eventual unión monetaria no es la prioridad del momento. La cuestión clave de política macroeconómica es qué tipo de acciones regionales deben llevarse a cabo para reducir la volatilidad de ciertas variables –el tipo de cambio real bilateral en primer lugar– para

² Agradecemos especialmente a Ramiro Albrieu por su eficiente colaboración en la traducción del texto del inglés.

³ Los hallazgos sobre ciclo que presentaremos son el resultado de un proyecto en curso sobre coordinación de política macroeconómica llevado a cabo por la Red MERCOSUR. En una primera etapa del proyecto, analizamos las restricciones de la estructura de intercambio intrarregional en la región, el comportamiento de los precios y algunas cuestiones institucionales relacionadas. Véase Fanelli, González Rozada y Keifman (2001).

⁴ En Fanelli (2001) discutimos la relación entre esta literatura y nuestro proyecto de investigación.

facilitar de esta manera el proceso de integración. Una pregunta relacionada considera cuál es el esquema institucional a nivel regional y qué regímenes de política doméstica son los más consistentes con los esfuerzos de coordinación. Más específicamente, entre los problemas más urgentes del momento están: ¿qué tipo de reglas / prácticas deben implementarse para reducir la volatilidad de corto plazo o coordinar el proceso de convergencia de las variables macroeconómicas fundamentales?, dada la disímil situación macroeconómica y de política de los cuatro países, ¿qué combinación de regímenes cambiarios es la más adecuada para el proceso de convergencia? ¿Existen iniciativas de política simples que puedan ser implementadas regionalmente? ¿Existen “ineficiencias x” en el manejo de la política macroeconómica que puedan ser eliminadas a través de la coordinación regional?

Estas cuestiones de política dan lugar a dos puntos que merecen especial atención en la agenda de investigación sobre ciclo económico. El primero es la volatilidad. Es un hecho bien documentado que los procesos estocásticos que caracterizan a las variables macroeconómicas clave tienden a ser más inestables en los países en desarrollo. En particular, el tamaño y la varianza de los shocks son grandes y los parámetros de los procesos estocásticos frecuentemente muestran cambios inesperados (“quiebres estructurales”). Muchos autores han observado que ciertas características de la estructura económica pueden ser fuente de volatilidad excesiva.

En su trabajo sobre los ciclos regionales en los EE.UU., Kouparitsas (2002) encontró que en aquellas regiones que muestran mayor participación de la producción de *commodities* en la producción industrial, los ciclos región-específicos son impulsados en buena medida por las fluctuaciones exógenas en los precios de las *commodities*; asimismo, los shocks región-específicos explican cerca del treinta por ciento de la variación del ciclo. En aquellas regiones en las que la composición industrial es similar a la agregada para los EE.UU., en cambio, los shocks región-específicos dan cuenta de una parte insignificante de la variación del ciclo. De acuerdo a Kenen (1969), si los países se especializan en bienes diferentes, se verán afectados de manera disímil ante un shock determinado. Trabajando sobre esta idea, Eichengreen y Taylor (2003) muestran que la variabilidad del tipo de cambio real está asociada a diferencias en la estructura de comercio de los socios. En el caso del MERCOSUR, Fanelli y Heymann (2002) resaltaron el rol de la fragilidad financiera y la dolarización. No obstante, existe evidencia de que la causalidad corre en ambos sentidos: una alta volatilidad también deja marcas en la estructura económica. En nuestro trabajo previo sobre tipo de cambio (Fanelli, González Rozada y Keifman, 2001), observamos que la alta volatilidad está asociada con un ajuste más rápido hacia el equilibrio, lo que puede estar relacionado con una duración más corta de los contratos en contextos

volátiles. De cualquier manera, existe evidencia de que la volatilidad macroeconómica excesiva erosiona la estructura financiera, resultando en una débil profundización financiera. Mercados ausentes para contratos de larga duración y, principalmente, para mitigar el riesgo, son una característica común en los países de la región. Esto sugiere que las cuestiones financieras deben jugar un rol significativo en el análisis de los shocks y de los mecanismos de propagación.

El segundo punto que merece especial atención en la agenda de investigación es la relación entre los ciclos comunes (regionales) y los idiosincrásicos. Cuando el grado de integración es bajo y se opera con mercados incompletos, podemos esperar *ceteris paribus* una baja correlación entre los ciclos económicos. Sin embargo, una baja correlación de los movimientos cíclicos no significa que no existan oportunidades de coordinación sin explotar. Los países pueden reducir la volatilidad macroeconómica a través de la implementación de mecanismos para intercambiar riesgos idiosincrásicos. La implementación de tales mecanismos mejoraría, no sólo la estabilidad macroeconómica sino también el bienestar, dado que expandiría las oportunidades para intercambiar riesgos que de otra manera no podrían ser intercambiados, al estar los mercados internacionales para dichos riesgos ausentes. Para estar en condiciones de implementar y diseñar esos mecanismos, es muy importante comprender acabadamente la relación entre los ciclos económicos comunes y los idiosincrásicos, e identificar los mecanismos de propagación regionales con un esquema metodológico unificado.

Los temas estudiados en este trabajo están muy relacionados con estos dos puntos. El capítulo se organiza como sigue. La segunda sección presenta los hechos estilizados de las fluctuaciones del producto en el MERCOSUR. El propósito es doble: presentar evidencia empírica y motivar el análisis. La tercera sección revisa y discute los enfoques utilizados en estudios previos sobre comovimiento cíclico en el MERCOSUR y propone algunas innovaciones para responder a cuestiones surgidas en la introducción y en la sección que se ocupa de los hechos estilizados. La cuarta sección presenta las estimaciones de un modelo VAR para identificar shocks de oferta y de demanda, siguiendo la metodología de Blanchard y Quah (1989, BQ de aquí en adelante) y examina las debilidades de este enfoque para dar cuenta de la dinámica de precios y cantidades en el MERCOSUR. La quinta sección presenta las estimaciones de los ciclos comunes e idiosincrásicos en el MERCOSUR. Aplicamos la metodología del componente no observado desarrollada por Watson (1986) y Kouparitsas (2002) para identificar los componentes común (regional) e idiosincrásico (nacional) de las fluctuaciones cíclicas en la región. Investigamos también la relación entre el ciclo común estimado y los cambios en las condiciones financieras. La sexta sección resume las conclusiones.

II. COMOVIMIENTOS CÍCLICOS EN EL MERCOSUR: LOS HECHOS ESTILIZADOS

La identificación de los shocks que afectan a un área económica específica –un país, la subregión de un país, o un agregado de países con un acuerdo regional– y la caracterización de los mecanismos de propagación operativos son los dos objetivos clave de los estudios del ciclo económico. Como fue mencionado más arriba, nuestro análisis hará foco en la dimensión regional de los ciclos económicos, antes que en su dimensión nacional. Nuestro objetivo primario es caracterizar las fluctuaciones y los comovimientos en el PBI.⁵ Así, mediremos el tamaño de los shocks que afectan al producto, su volatilidad, y la velocidad de ajuste al equilibrio luego de un shock. Sobre esa base, determinaremos el grado de comovimiento del ciclo económico entre los países del MERCOSUR, lo que implica identificar las fuentes comunes de los shocks, los shocks país-específicos y los efectos desbordamiento entre países.

El estudio de esos factores es muy demandante, tanto en el plano analítico como en el empírico. La especificación completa del modelo estructural requiere un conocimiento de los factores institucionales, económicos y de política que suelen ir más allá del estado del arte en el campo de la macroeconomía de los países en desarrollo. Sin embargo, aun si pudiésemos especificar correctamente el modelo estructural estocástico desde el punto de vista analítico, la identificación de los parámetros requiere un conocimiento proceso generador de datos, que no es posible obtener con la calidad y la cantidad de datos disponibles para los países bajo estudio. Dadas estas restricciones, adoptaremos una estrategia heterodoxa, aproximándonos al problema desde diferentes perspectivas. Primero caracterizaremos los hechos estilizados más relevantes y luego probaremos distintos enfoques para modelizar shocks, comovimientos y mecanismos de propagación. Utilizamos modelos y procedimientos alternativos con la esperanza de que resalten diversos factores que no podríamos ver desde una perspectiva única.

La primera fila de la Tabla 1, Panel A, muestra las tasas de crecimiento trimestral promedio de los tres países analizados, para el período que va desde 1980 hasta el presente. Es claro que la tasa de crecimiento de los países del MERCOSUR ha sido muy baja en las últimas décadas. Si bien Brasil exhibe una tasa de crecimiento más alta, su caso no deja de sorprender, dado que era considerado un “milagro” de alto crecimiento durante el período de posguerra. Es fácil anticipar, entonces, que la popularidad del MERCOSUR y la intención política de profundizar la integración estarán influenciadas en gran medida por la capacidad del acuerdo para contribuir

⁵ Teniendo en cuenta la disponibilidad de datos, no incluimos a Paraguay en el análisis.

a restablecer y sostener el crecimiento económico. El Panel B de la Tabla 1 muestra que no existen diferencias sustanciales entre los períodos pre- y post-MERCOSUR.⁶ Solamente Argentina muestra una tasa de crecimiento más alta, aunque su recuperación en los noventa probó ser insostenible.

Una segunda característica evidente es la alta volatilidad que los tres países han experimentado, siendo ésta más marcada en Argentina y Uruguay. Los tres países muestran una caída en el desvío estándar de la tasa de crecimiento del producto en el período que siguió al establecimiento del acuerdo, pero las diferencias entre los períodos distan de ser significativas. La amplia brecha que aún existe entre valores mínimos y máximos de la tasa de crecimiento del PBI indica que la inestabilidad sigue siendo alta. No obstante, tenemos que tomar en cuenta que el logro más importante de los noventa en lo que respecta a la volatilidad no aparece en la tabla: la reducción generalizada en la media y en el desvío estándar de la tasa de inflación de los cuatro países (Véase Fanelli, González Rozada y Keifman, 2001). Esto representa un importante activo en términos de las condiciones necesarias para la coordinación de la política macroeconómica.

Tabla 1 Volatilidad y crecimiento del PBI trimestral (%)

Panel A. Período: 1980:I 2003:I

	Argentina	Brasil	Uruguay
Media	0.18	0.50	0.12
Máximo	5.18	8.71	6.21
Mínimo	- 8.43	- 8.74	- 12.10
Std. Dev.	2.81	2.40	2.99
Coef. var.	15.9	4.8	25.0

Panel B. Período: 1991:I 2003:I

	Argentina	Brasil	Uruguay
Media	0.44	0.58	0.13
Máximo	5.18	6.10	4.89
Mínimo	- 6.76	- 5.44	- 11.72
Std. Dev.	2.40	1.77	2.92
Coef. Var.	5.4	3.0	23.4

⁶ Esta descripción de los datos no pretende sugerir una relación de causalidad entre la integración regional y el crecimiento; para hacer eso tendríamos que analizar factores tales como los shocks financieros externos y las reformas estructurales domésticas.

Un primer paso natural para determinar el grado de comovimiento del ciclo económico en el nivel regional es calcular la correlación entre los ciclos nacionales, donde “ciclo económico” es definido como el residuo resultante de quitar a la serie la tendencia de Hodrick-Prescott (H-P).⁷ En este contexto, una correlación alta sugiere la existencia de fuentes comunes de shocks y respuestas similares. Si la correlación es baja, puede deberse, tanto a shocks diferenciados como a respuestas disímiles ante un mismo shock.

La Tabla 2 muestra que la correlación entre el ciclo de Argentina y Brasil es baja, mientras que Uruguay experimenta un comovimiento mayor con los otros miembros. El valor de los coeficientes indica que el mayor comovimiento se da entre Argentina y Uruguay. Si consideramos que los EE.UU. representan una “unión monetaria” bien desarrollada, podemos utilizar el valor de los coeficientes de correlación entre las regiones de dicho país como un patrón de comparación. La evidencia presentada en Kouparitsas (2002) muestra que el valor mínimo del coeficiente de correlación entre regiones de EE.UU. es 0:51 y la media 0:78. Es evidente que el grado de comovimiento del MERCOSUR es más débil. Esto sugiere que las fuentes comunes de shocks son débiles y/o que las respuestas a shocks comunes son disímiles. Sobre esto último, debemos considerar que –con la posible excepción del lapso que va desde el tercer trimestre de 1994 hasta el cuarto trimestre de 1998, en el cual Argentina y Brasil tuvieron regímenes de tipo de cambio fijo– los regímenes cambiarios y, por lo tanto, las respuestas de política, presentaron substanciales diferencias durante el período bajo análisis.

Tabla 2 Comovimiento del ciclo económico en el MERCOSUR

PBI en el período <i>t</i>	PBI en el período <i>t</i>		
	Argentina	Brasil	Uruguay
Argentina	1.00	0.13	0.43
Brasil	0.13	1.00	0.34
Uruguay	0.43	0.34	1.00

Fuente: Bancos Centrales de Argentina, Brasil y Uruguay.
Período de análisis: 1980:1-2003:1

⁷ Adicionalmente hemos utilizado el filtro de Baxter-King para extraer la tendencia (Baxter y King, 1995). Los resultados no difieren significativamente, por lo que no se presentan aquí.

La correlación contemporánea que estamos analizando, sin embargo, no permite evaluar las relaciones de adelanto y rezago entre los ciclos. Podemos obtener un mayor conocimiento de la dinámica regional computando los coeficientes de adelantos entre dichas variables, esto es, la correlación entre el componente cíclico⁸ en el momento t y en el momento $t + k$, donde k es un entero positivo. La Tabla 3 muestra el valor de los coeficientes para $k = 1$ y $k = 4$ para cada país. Los coeficientes cercanos a uno indican fluctuaciones altamente persistentes mientras que coeficientes cercanos a cero indican una baja persistencia cíclica en cada país. Los coeficientes de adelanto revelan un grado moderado de persistencia, con Brasil presentando el valor más bajo. Esto sugiere que existe baja inercia en el proceso de ajuste, lo que es consistente con los resultados sobre tipo de cambio real que obtuvimos en trabajos previos: la duración de los desvíos fuera de la tendencia luego de un shock es menor en economías volátiles (Fanelli, González Rozada y Keifman, 2001). En el caso de las regiones de EE.UU., por ejemplo, no hay coeficientes de correlación de adelanto por debajo de 0.9.

Tabla 3 Correlaciones adelanto del ciclo económico en el MERCOSUR

PBI en el período t	Panel A. PBI en el período $t + 1$			Panel A. PBI en el período $t + 4$		
	Argentina	Brasil	Uruguay	Argentina	Brasil	Uruguay
Argentina	0.79	0.12	0.55	0.10	0.12	0.37
Brasil	0.08	0.68	0.37	-0.08	0.19	0.40
Uruguay	0.26	0.23	0.72	-0.15	0.05	0.18

Fuente: Bancos Centrales de Argentina, Brasil y Uruguay. Período de análisis: 1980:1-2003:1

Los efectos de los shocks pueden ser transmitidos entre los países a través de diferentes canales, por ejemplo financieros, productivos y de comercio. Para detectar estos efectos de “derrame” en el tiempo, podemos observar si la ocurrencia de un desvío cíclico en un país en el presente afecta los desvíos cíclicos del resto de los países en períodos sucesivos. Si las correlaciones de adelantos son altas (sobre todo en relación con las correlaciones contemporáneas), esto indica que existen importantes mecanismos de propagación en operación. Al respecto, los nexos de Uruguay con los otros dos socios son los más sorprendentes. La correlación entre el residuo cíclico de Argentina en el período t y el residuo cíclico uruguayo en el período $t + 1$ es mayor a la correlación contemporánea entre dichas variables. Además, el coeficiente

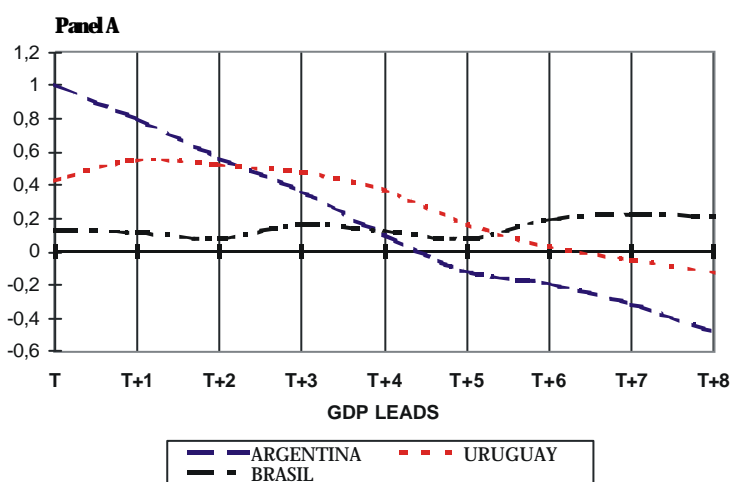
⁸ Utilizamos el término “componente cíclico” para indicar los desvíos del producto de su tendencia H-P.

correspondiente a Argentina en el período t y Uruguay en el período $t + 4$ es sólo ligeramente más bajo. Algo similar ocurre con la relación entre Uruguay y Brasil. Los coeficientes de correlación de Brasil(t) vs. Uruguay($t + 1$) y Brasil(t) vs. Uruguay($t + 4$) son de 0,37 y 0,40, respectivamente. Ambos son más altos que la correlación contemporánea (véase la Tabla 2). Esto significa que tanto el ciclo argentino como el de Brasil se adelantan (“causan”) al ciclo de Uruguay y que el valor del coeficiente de adelanto no decae al considerar períodos más largos (de hecho, crece en el caso de Brasil). Es interesante notar que el valor de la correlación de cuatro adelantos que relaciona a Uruguay con Brasil y con Argentina son mayores que el coeficiente de correlación de adelanto propio de Uruguay.

Las correlaciones entre Brasil y Argentina no revelan relaciones de adelanto fuertes, pero nótese que el valor del coeficiente de Brasil(t) vs. Brasil($t + 4$) es similar al coeficiente de Argentina(t) vs. Brasil($t + 4$). Por otro lado, ni Brasil ni Uruguay parecen adelantarse a la Argentina.

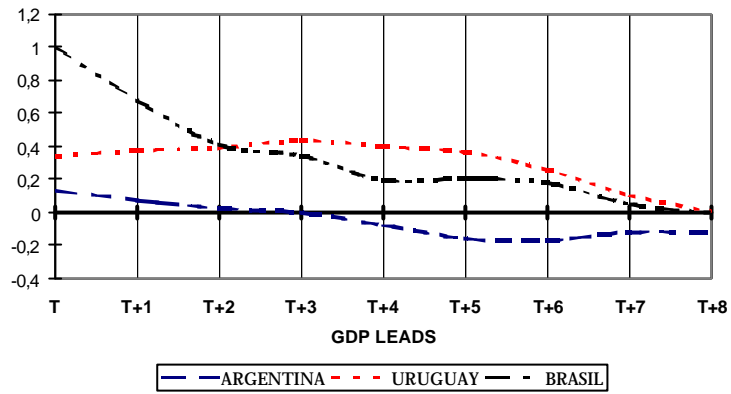
Podemos obtener una visión más sintética y amplia de las relaciones dinámicas entre dichas variables graficando las correlaciones cruzadas. La figura 1 grafica las correlaciones del ciclo económico entre el desvío cíclico de un país en el momento $t = 0$ y los desvíos cíclicos en el momento $t = k$ de los otros, para varios $k > 0$. Dos características resaltan. Primero, se confirma que Argentina y Brasil tienden a adelantarse a Uruguay. Las correlaciones correspondientes a diversos adelantos son positivas y no decaen rápidamente. Segundo, la correlación entre Argentina y Brasil es más débil. Los valores de los coeficientes de correlación que relacionan diferentes adelantos entre los desvíos cíclicos de Argentina y un impulso originado en Brasil en el momento $t = 0$ son bajos y se reducen rápidamente (Panel B), y un patrón de comportamiento similar se observa entre Argentina en $t = 0$ y Brasil en $t = k > 0$ (Panel A).

Figura 1 Argentina en T



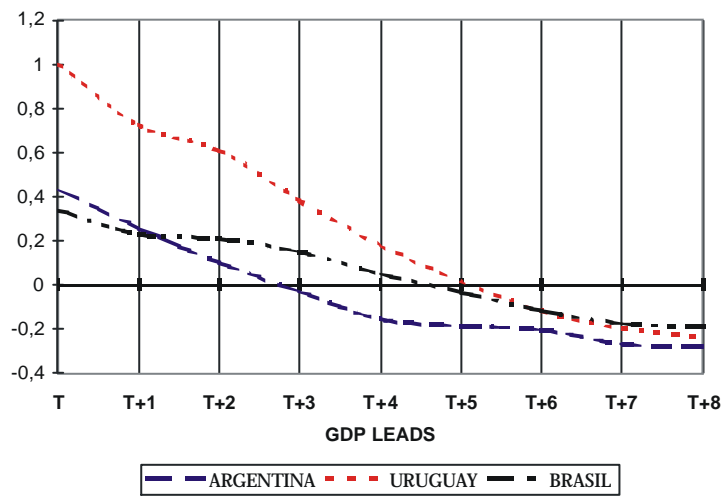
Panel B

Brazil en T



Panel C

Uruguay en T



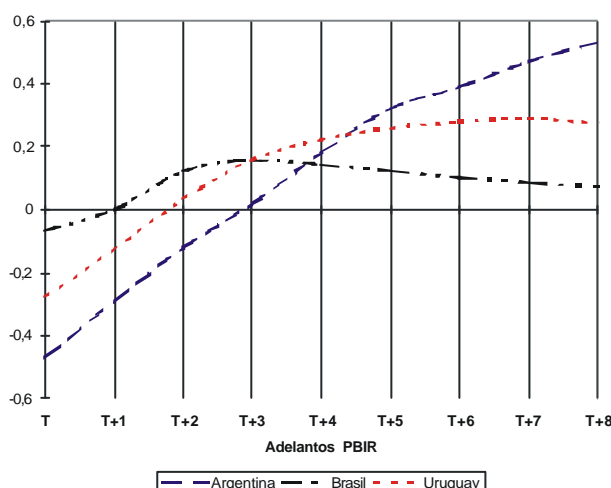
Una desventaja de determinar el comovimiento a través de correlaciones cruzadas es que sólo permite una identificación rudimentaria de las fuentes de los shocks. Para mejorar la identificación tendremos que aplicar métodos más complejos y supuestos más audaces, lo que implica hipotetizar sobre las interacciones entre los shocks sobre el producto y los shocks sobre los precios. Puede ser útil, entonces, llevar a cabo una revisión preliminar de los nexos entre precios y cantidades.

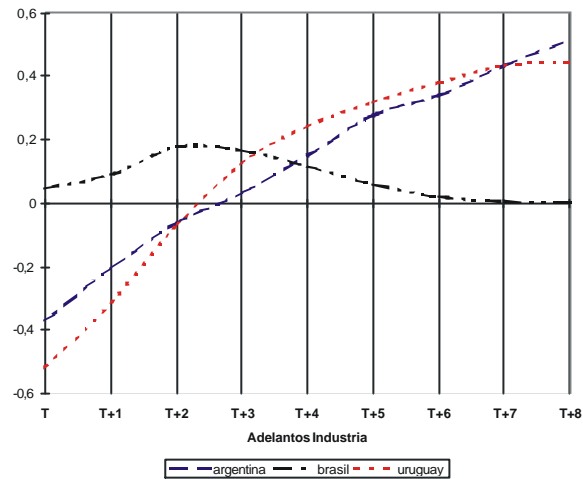
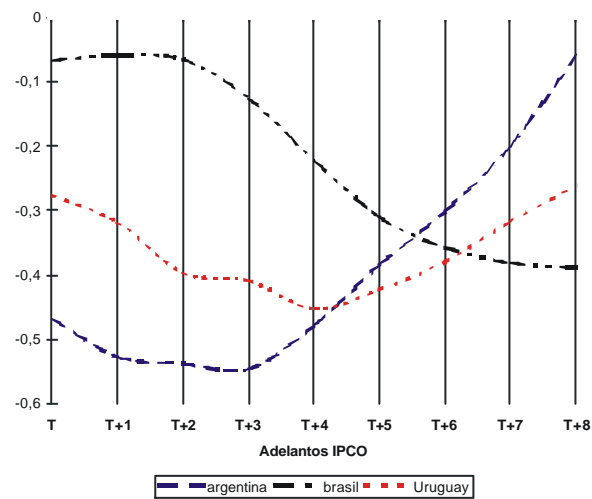
Mediremos los desvíos cíclicos en precios como el desvío del logaritmo natural de un índice de precios respecto de su tendencia H-P. La figura 2 muestra las correlaciones cruzadas correspondientes a precios y cantidades. Utilizamos dos índices de precios, el índice "combinado" y el índice mayorista o del productor. El índice combinado mezcla con igual ponderación los precios al consumidor y los precios al productor, a los efectos de replicar la evolución aproximada del deflactor implícito del PBI. El Panel A de la Figura 2 muestra las correlaciones del ciclo económico entre los precios combinados en $t=0$ y el producto en $t=k$ para diferentes valores de k . La forma de la curva indica que existe una relación inversa en el corto plazo en los tres países analizados. Siempre que exista un movimiento de los precios por sobre la tendencia, hay un movimiento del producto por debajo de su tendencia. La correlación se vuelve positiva, en tanto, a medida que el tiempo pasa. Brasil muestra la reversión más rápida en el signo del coeficiente de correlación. Esto parece contra intuitivo. Según la literatura, esta relación tiene que ser positiva en el corto plazo y negativa en el largo, dado que los impulsos de demanda son más fuertes que los impulsos de oferta en el corto plazo, mientras que en el largo dominan los efectos del lado de oferta y el signo se revierte.

Figura 2

Panel A

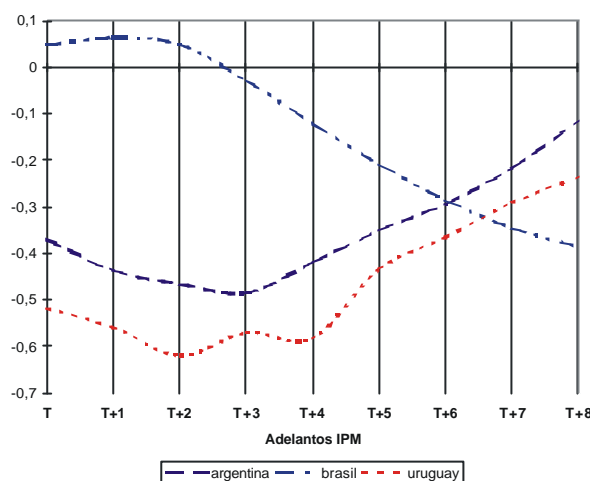
IPCO en t vs. adelantos del PBIR



Panel B**IPM en t vs. adelantos industria****Panel C****PBIR en t vs. adelantos IPCO**

Panel D

Industria en t vs. adelantos en IPM



En el contexto del MERCOSUR, sin embargo, este hecho no es tan sorprendente como puede parecer a primera vista. En la región los precios tienden a estar por encima de su tendencia por dos circunstancias básicas. Primero, un shock de demanda (debido a impulsos monetarios o fiscales) crea una presión inflacionaria extra y una expansión del producto. Como consecuencia de esto, cuando el impulso tiene su origen en un shock de demanda podemos esperar una respuesta que tome la forma de una correlación positiva entre los desvíos cíclicos de precios y cantidades. Segundo, desvíos del precio por encima de su tendencia también ocurren cuando la moneda doméstica se deprecia, usualmente, para compensar un shock externo. La presión ascendente sobre los precios se origina en el hecho de que los coeficientes de Pass Through tienden a ser altos en la región. Pero, a diferencia del caso del shock de demanda, la depreciación real usualmente tiene efectos contractivos en el producto; éste es un hecho bien documentado en la región, particularmente en los casos de Uruguay y Argentina. Por lo tanto, cuando ocurre un shock externo (un shock de “oferta”) uno esperaría una correlación negativa entre los desvíos cíclicos de producto y precio. Históricamente, los shocks externos más frecuentes son los shocks

de oferta originados del lado del comercio (variaciones en los términos de intercambio, shocks petroleros, o cambios en la paridad entre las principales monedas de reserva). En las últimas dos décadas, no obstante, los cambios en las condiciones financieras se convirtieron en la fuente primaria de shocks, de la mano del crecimiento en los inlfujos de capital. Ante estas nuevas circunstancias, cambios en las expectativas del mercado usualmente inducen modificaciones en la oferta de fondos externos y en la prima de riesgo país. Dado que los “*sudden stops*” (Calvo y Reinhart, 1999) crean fuerzas recesivas y presiones ascendentes sobre el tipo de cambio real, este tipo de shock financiero puede dar como resultado una correlación negativa entre desvíos cíclicos de producto y precio. En suma, el gráfico en el panel A sugiere que los shocks financieros / de oferta dominan a los shocks de demanda como fuente de las fluctuaciones de corto plazo. En los tres países, los impulsos financieros y de oferta parecen guiar las respuestas de los precios y del producto en el corto plazo. Cuando examinamos horizontes de tiempo más lejanos, este comportamiento contracíclico se debilita en el caso de Brasil y persiste en el caso de Argentina. Este patrón diferencial puede reflejar las distintas respuestas a shocks en función a diferentes esquemas financieros, como discutiremos más abajo.

También tenemos datos sobre los comovimientos de precio y producto para el caso de la industria. El panel B muestra las correlaciones entre precio y producto, utilizando la producción industrial y los precios al productor para medir los residuos. El gráfico confirma la idea de que existe una correlación negativa entre los movimientos cíclicos del producto y de los precios en el corto plazo en el caso de Argentina, pero la desmiente en el caso de Brasil. La reversión en el signo corresponde a los sectores transables (industria), que responden más enérgicamente a las señales de precios que los sectores no transables, que están más representados en el índice de PBI. Los paneles C y D muestran las respuestas de los precios ante impulsos de producto. El correlograma indica que hay una correlación negativa consistente entre los desvíos del producto en el momento $t=0$ y los desvíos de precios en los períodos siguientes.

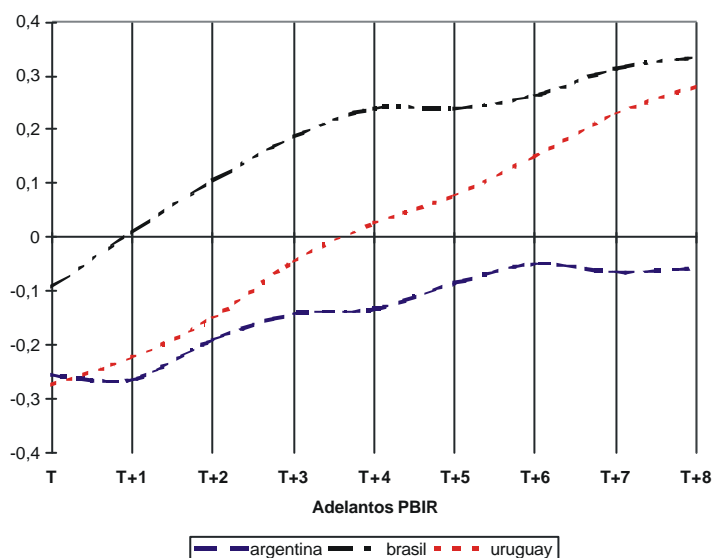
En los párrafos precedentes adelantamos algunas conjeturas sobre el comportamiento del tipo de cambio real *vis-à-vis* el residuo cíclico. Examinemos ahora las correlaciones cruzadas que relacionan a las variaciones en el tipo de cambio real con los desvíos del producto (véase Figura 3). El primer panel de la figura 3 indica que la correlación contemporánea entre el tipo de cambio real (medido en logaritmo natural) y los movimientos cíclicos del producto es negativa. Esto es, cada vez que el tipo de cambio real sube (i.e., el

país se vuelve más competitivo) el producto real tiende a caer por debajo de su tendencia en los períodos subsiguientes. En el caso de Uruguay y Argentina, la correlación se mantiene negativa por varios trimestres posteriores a la variación en el tipo de cambio real. En el caso de Brasil, en cambio, el coeficiente de correlación rápidamente se vuelve positivo, indicando que la devaluación es menos contractiva. Esto aporta evidencia adicional a favor de la hipótesis de que los productores brasileños responden más rápidamente a los precios relativos. También puede ser el caso que más firmas brasileñas próximas a la competencia internacional se vuelvan competitivas internacionalmente luego de la depreciación real. Otro factor que puede jugar un papel en la dinámica del ajuste es el menor grado de dolarización en el sistema financiero de Brasil. En un contexto de mercados financieros imperfectos, variaciones en el tipo de cambio real afectan la posición de las firmas y de los bancos cuando existe descalce de monedas (véase Bebczuk, Fanelli y Pradelli, 2002 para el caso argentino). Parece sensible asumir que a través de los efectos del acelerador financiero, una alta dolarización profundiza los efectos recesivos de la suba en el tipo de cambio real.

Figura 3

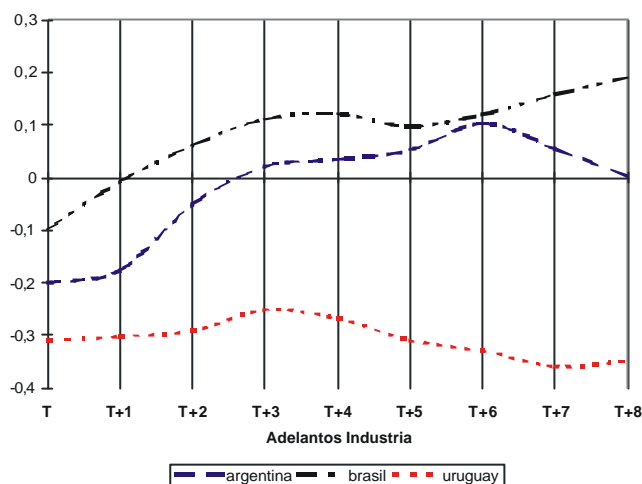
Panel A

TCRIPCO en t vs. adelantos PBIR



Panel A

TCRIPM en t vs. adelantos industria



Para investigar más en detalle esta última hipótesis, el panel B muestra la evolución del producto industrial luego de una alteración en el tipo de cambio real. Muchas más firmas están expuestas a la competencia internacional en el sector industrial que en la economía como un todo. En consecuencia, podríamos esperar que una depreciación real beneficie a la industria, no sólo porque las firmas industriales producen bienes transables internacionalmente, sino también porque la incidencia del descalce de monedas tendría que ser menor para estas firmas. En efecto, las firmas transables verán el valor de sus activos y obligaciones dolarizadas moverse en la misma dirección luego de la depreciación, mientras que las firmas que producen bienes no transables con obligaciones dolarizadas experimentarán una caída en su riqueza neta. El panel B en la Figura 3 muestra las correlaciones entre el tipo de cambio real en $t=0$ y los adelantos del desvío cíclico industrial. En el caso de Brasil, que es una economía menos dolarizada que el resto, la correlación se vuelve rápidamente positiva a medida que t crece. En la Argentina, en cambio, se requieren tres trimestres para que el desvío cíclico se torne positivo luego de la depreciación. Nótese, sin embargo, que la alta persistencia que indica

el comovimiento negativo entre el producto y la depreciación real en el panel A desaparece en el panel B. Esto es consistente con nuestras hipótesis sobre los roles de la dolarización y la competitividad.

III. MODELIZANDO SHOCKS Y COMOVIMIENTOS CÍCLICOS

La gran mayoría de los estudios sobre fluctuaciones agregadas y cooperación monetaria en el MERCOSUR sigue la literatura AMO y se concentra en el análisis de la sincronía de los ciclos económicos de los países miembro. El grado de sofisticación de los estudios varía, dependiendo de la metodología y los datos que se utilizan. Pero existen básicamente dos enfoques. Uno se basa en técnicas de datos de panel y el otro en métodos de series de tiempo.

Eichengreen (1998) y Eichengreen y Taylor (2003) son dos estudios importantes que utilizan datos sobre una cantidad de países y técnicas de datos de panel para abordar dos cuestiones: ¿necesita el MERCOSUR una única moneda? y ¿cuáles serían las consecuencias monetarias del Acuerdo de Libre Comercio de las Américas? Para contestar estas preguntas, parten de la teoría de AMO (aumentada para incluir el rol del regionalismo) y plantean un modelo de determinación de régimen cambiario. Desde su punto de vista, para determinar las condiciones para la cooperación monetaria es necesario investigar los determinantes de la volatilidad del tipo de cambio bilateral. Este enfoque es ambicioso en tanto incluye todos los factores de la literatura de AMO reconocidos como relevantes en la ecuación que explica la volatilidad del tipo de cambio. La principal conclusión a la que arriban sobre el MERCOSUR es que no existen impedimentos económicos importantes para la cooperación monetaria y que la falta de intención política parece ser el principal obstáculo: “la falla para encarar una cooperación monetaria no es función de las variables económicas. Los países no tienen un tamaño, comercio, composición u otras características económicas que vayan en contra de la cooperación monetaria: en este sentido son razonablemente similares a los EE.UU. Las fuentes del déficit de cooperación radican en otro lado” (Eichengreen y Taylor, 2003 p. 25, traducción propia). Los autores aportan evidencia de que una mayor sincronía en el ciclo económico se asocia a una menor volatilidad del tipo de cambio bilateral. Sobre la base de estos hechos estilizados, Eichengreen y Taylor (2003) ofrecen dos características valiosas. Primero, muestran que los acuerdos de comercio recientes tienden a ser más volátiles. Segundo, reconocen que el enfoque AMO, que se centra en la cuenta corriente, tiene limitaciones en el contexto de América Latina –y particularmente en el MERCOSUR– dado que en la región, la cuenta de capitales es importante y las finanzas pueden ser más relevantes que el comercio a la hora de explicar las fluctuaciones del tipo de cambio. En consecuencia, extienden

el esquema analítico para que incluya las características financieras y las vulnerabilidades externas de los miembros de la región. Los estudios basados en conjuntos de países, no obstante, tienen serias desventajas en el tratamiento de los ciclos. La disponibilidad de datos y la necesidad de asegurar la compatibilidad entre los países obligan a los autores a utilizar un indicador rudimentario de sincronía. Su indicador de shock asimétrico es la variación en el logaritmo del ratio de los PBI de cada par de países. Adicionalmente, el tratamiento de la volatilidad del tipo de cambio real vs. la del tipo de cambio nominal es ambiguo y los indicadores utilizados para introducir los factores financieros son algo toscos. Esto puede ser poco importante en otras regiones, pero no en el caso del MERCOSUR. Una debilidad adicional es que esas técnicas no son apropiadas para analizar los mecanismos de propagación, aun cuando se utilicen en un esquema de múltiples países. Tomando en cuenta estas limitaciones, vamos a concentrarnos en los métodos de series de tiempo.

Descomponer las fluctuaciones de las series de tiempo económicas entre tendencia y ciclo suele ser el punto de partida. Como hemos visto en la sección anterior, sobre la base de esta descomposición es posible analizar el comovimiento del producto, calculando la correlación entre los residuos correspondientes a diferentes países. Este método constituye una herramienta heurística muy útil y ayuda a caracterizar los hechos estilizados. Sin embargo, el método tiene una importante debilidad: no identifica la fuente de los shocks ni las características de las respuestas a los shocks en cada país y, por lo tanto, no analiza los mecanismos de propagación.

Siguiendo el enfoque de Bayoumi y Eichengreen (1992) y otros (por ejemplo, Cheung y Westerman, 2000), quienes utilizan las técnicas de vectores autorregresivos (VAR) para estudiar la simetría del ciclo en Europa, es posible lograr una mejor caracterización de las fuentes de los shocks y los mecanismos de propagación en el MERCOSUR. El procedimiento estándar en estos estudios del ciclo es hacer la serie estacionaria por medio de la diferencia y luego utilizar las técnicas de VAR para examinar los residuos cíclicos e identificar las funciones de impulso / respuesta. Para detectar las fuentes de los shocks, el procedimiento más utilizado es el conocido como descomposición de BQ, que ayuda a diferenciar shocks de demanda y shocks de oferta.

Los shocks son identificados sobre la base de supuesto tradicional de que, en el largo plazo, los shocks de oferta afectan tanto a precios como a cantidades, mientras que los shocks de demanda afectan sólo a los precios. En otros términos, se asume que los shocks de oferta son permanentes y los de demanda temporarios. Una vez que se identificaron estos componentes, se aplica el análisis de correlación para detectar la sincronía.

La estrategia es muy útil, dado que intenta caracterizar las fuentes de los shocks. Sin embargo, a la luz de los hechos estilizados que hemos analizado en la sección anterior, este enfoque tiene tres obstáculos principales.

Primero, no puede distinguir entre movimientos cíclicos propios de cada país, movimientos cíclicos comunes y mecanismos de propagación. Segundo, los factores financieros –dolarización, mercados ausentes, cambios en las expectativas del mercado– no juegan ningún rol. Tercero, los fundamentos analíticos del enfoque es posible que no cuadren para el caso del MERCOSUR. Los supuestos de identificación se basan en un análisis simple de oferta agregada /demanda agregada para una economía cerrada, lo que puede ser engañoso en un contexto de economía abierta en el que la depreciación real tiene efectos contractivos.

Otra posibilidad para descomponer los comovimientos en una región es diferenciar entre shocks comunes y shocks idiosincrásicos (Watson, 1986, Kouparistas, 2002). En el MERCOSUR (o en cualquier otra región, por caso), los shocks pueden ser específicos de cada país, afectando sólo a un país o a un conjunto dado de países (por ejemplo, en shock climático o uno de política económica doméstica); o pueden ser shocks comunes a toda la región (por ejemplo, un cambio en las condiciones de acceso a los mercados internacionales de capital o una recesión mundial). Los mecanismos de propagación, en tanto, son importantes porque un shock que fue inicialmente país-específico puede eventualmente desbordarse a otros países. Siguiendo a Watson y Kouparistas, es posible identificar los shocks comunes, los shocks específicos y los efectos desbordamiento en un marco unificado de análisis.

En lo que sigue, utilizaremos estas técnicas para discutir los temas mencionados trataremos de introducir en el análisis el rol de los cambios en el sentimiento del mercado. También utilizaremos el enfoque VAR para una caracterización más completa de las fluctuaciones en el MERCOSUR. Para sortear las limitaciones de la descomposición BQ y mostrar la relevancia del problema de identificación, hemos aplicado un enfoque alternativo presentado por Den Haan (2000) y Den Haan y Sumner (2001). Para identificar el signo de la relación entre los residuos de precios y cantidades en el corto y largo plazo, este enfoque se basa en la información provista por la correlación de los errores de estimación del VAR.

IV. PRECIOS Y SHOCKS DE OFERTA Y DE DEMANDA

IV.1 Identificando los Shocks de Oferta y de Demanda

Como se mencionó en la sección anterior, la metodología estándar para identificar las fuentes de los shocks es estimar un modelo VAR y luego utilizar el procedimiento de identificación BQ. Nuestro primer paso para aplicar la técnica de descomposición BQ fue el de estimar un VAR para

el PBI y los precios combinados (P), para los casos de Argentina, Brasil y Uruguay.⁹

Transformamos ambas variables tomando logaritmo natural y chequeamos no estacionariedad utilizando los test estándar de Dickey Fuller. Ambas variables en cada país muestran raíces unitarias, pero, de acuerdo al test de cointegración de Johansen, cada par de variables no está cointegrado.¹⁰ Entonces, utilizamos las variables en primeras diferencias en una especificación VAR. El número de rezagos en cada VAR fue seleccionado utilizando el criterio de información de Akaike y los estadísticos *t* individuales. Para cada país, especificamos la siguiente representación $var(p)$ para las dos variables,

$$(1) \quad \begin{bmatrix} \Delta \ln(gdp)_{j,t} \\ \Delta \ln(ip)_{j,t} \end{bmatrix} = \sum_{l=1}^p \begin{bmatrix} \Gamma_{11}(l) & \Gamma_{12}(l) \\ \Gamma_{21}(l) & \Gamma_{22}(l) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta \ln(gdp)_{j,t-l} \\ \Delta \ln(ip)_{j,t-l} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1,t} \\ e_{2,t} \end{bmatrix}$$

$$X_t = \sum_{l=1}^p \Gamma^*(l) X_{t-l} + e_t$$

donde $X_t = [\Delta \ln(gdp)_t \Delta \ln(ip)_t]'$, $\Gamma(\cdot)$ son las matrices paramétricas y e_t es el vector de error. En los casos de Argentina, Brasil, y Uruguay, seleccionamos $p=2$; $p=4$, y $p=3$, respectivamente.¹¹

Asumiendo que los errores del VAR en su forma reducida de la ecuación (1) están relacionados con shocks estructurales de oferta y de demanda, la descomposición es utilizada para identificar esos shocks. La identificación convencional es que los shocks de demanda no tienen efectos de largo plazo en el PBI. Esto es, el modelo estructural verdadero puede ser representado como una media móvil infinita de la siguiente forma,

$$(2) \quad \begin{bmatrix} \Delta \ln(gdp)_{j,t} \\ \Delta \ln(ip)_{j,t} \end{bmatrix} = \sum_{l=0}^{\infty} \begin{bmatrix} A_{11}(l) & A_{12}(l) \\ A_{21}(l) & A_{22}(l) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{d,t} \\ \varepsilon_{s,t} \end{bmatrix}$$

donde e_{dt} y e_{st} son los shocks –independientes– de demanda y de oferta, respectivamente. La restricción de la identificación BQ es $\sum_{l=1}^{\infty} A_{11}(l) = 0$

La tabla 4 muestra el desvío estándar de los shocks de demanda y de oferta en cada país basados en la estimación de factorización estructural.

⁹ Realizamos el mismo ejercicio utilizando las series de producción industrial y precios del productor y obtuvimos resultados similares. Por lo tanto, sólo mostramos los resultados para el PBI; el resto está disponible a pedido.

¹⁰ No se presentan los resultados sobre las propiedades estocásticas de las variables. Están disponibles a pedido.

¹¹ El apéndice 1 muestra los resultados completos de las estimaciones de esta sección.

Tabla 4 Tamaño de los shocks (%)

	Shock de Oferta	Shock de Demanda
Argentina	0.7	7.3
Brasil	0.2	3.2
Uruguay	2.2	1.6

Los valores de la tabla 4 indican que el tamaño de los shocks de oferta es consistentemente mayor que el de los shocks de demanda. La comparación con los resultados obtenidos por Bayoumi y Eichengreen (1992) para el caso de Europa y EE.UU. revela que en el MERCOSUR los shocks de oferta son más grandes, mientras que los shocks de demanda son de magnitud similar. En las regiones de EE.UU. y los países europeos “centrales”, el tamaño de los shocks está consistentemente entre uno y dos por ciento. Los países europeos “periféricos”¹² 10, sin embargo, son más volátiles. Sus shocks de oferta son el doble de grandes que en los países centrales, lo que resulta en un nivel de volatilidad similar al que hemos estimado para Brasil. Esta evidencia, en suma, parece confirmar la impresión de que los países del MERCOSUR experimentan una mayor volatilidad.

Basados en estas estimaciones de los shocks de oferta y demanda, nuestro paso siguiente fue el de computar la correlación entre los shocks de oferta y de demanda en los países de la región (véase tabla 5). El grado más alto de correlación es observado entre los shocks de oferta de Argentina y de Brasil (véase panel B) y los shocks de demanda que afectan a Uruguay y a Argentina (véase panel A). En la comparación con EE.UU. y Europa, encontramos nuevamente el mismo patrón: el valor del coeficiente de correlación, tanto para los shocks de demanda como para los de oferta es más bajo en el MERCOSUR que en las regiones centrales de la EE.UU. y la UE, y similar al de sus regiones periféricas.

Tabla 5 Correlaciones de los shocks de oferta y de demanda en el MERCOSUR*Panel A. Correlaciones de Shocks de Demanda*

	Argentina	Brasil	Uruguay
Argentina	1.00	-0.06	0.23
Brasil	-0.07	1.00	0.10
Uruguay	0.23	0.10	1.00

Panel B. Correlaciones de Shocks de Oferta

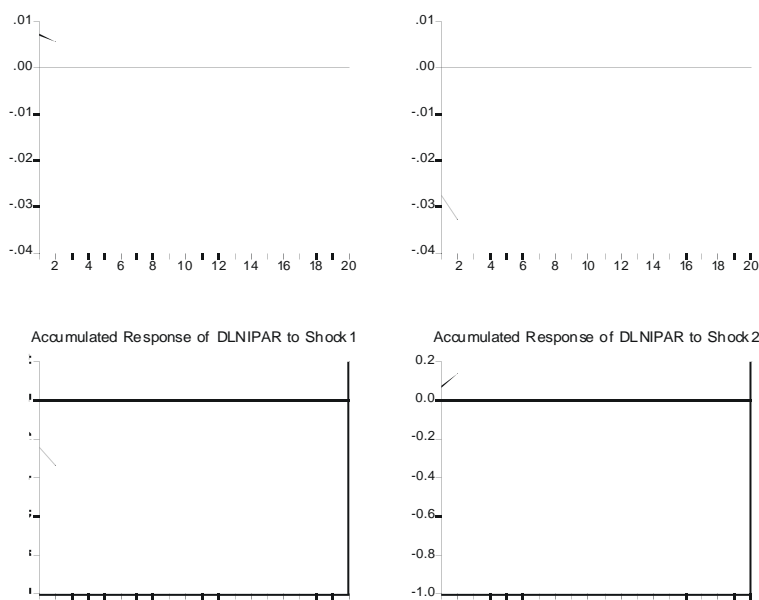
	Argentina	Brasil	Uruguay
Argentina	1.00	0.13	-0.08
Brasil	0.13	1.00	-0.02
Uruguay	-0.08	-0.02	1.00

¹² Bayoumi y Eichengreen (1992) dividen la UE y los EE.UU. en un conjunto de regiones “centrales” caracterizadas por su comportamiento relativamente simétrico y una “periferia”, cuyos shocks están menos correlacionados.

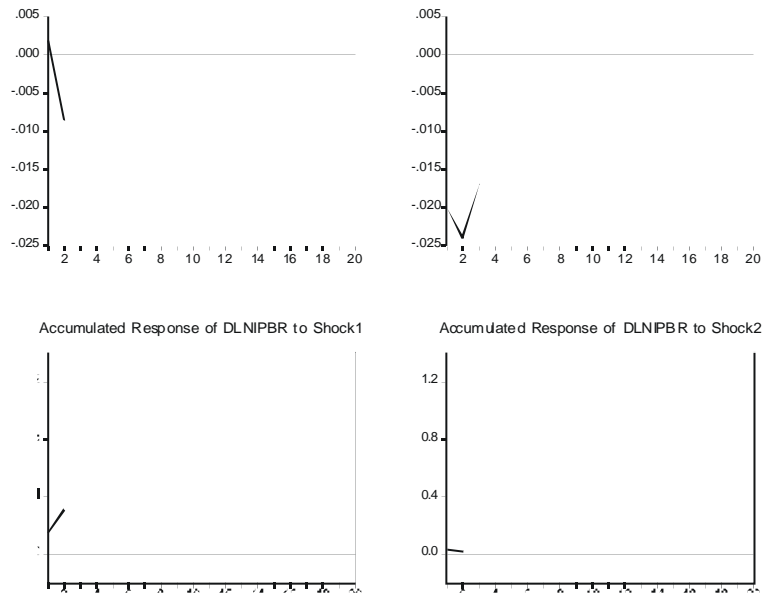
Estos resultados, sin embargo, presentan ciertas debilidades que plantean dudas sobre la adecuación de los supuestos de la especificación BQ para el caso del MERCOSUR. Una desventaja importante es que nuestras estimaciones no cumplen con las restricciones de sobreidentificación. De acuerdo a Bayoumi y Eichengreen (1992), esas restricciones implican que los shocks positivos de demanda agregada deben asociarse a un crecimiento de los precios, mientras que los shocks positivos de oferta agregada se relacionan a una caída en los precios. Como puede verse en los paneles de la figura 4, que muestra las funciones de impulso, respuesta, estas restricciones no se cumplen en nuestras estimaciones. Es interesante notar, sin embargo, que en 3 de los 30 casos de las estimaciones de Bayoumi y Eichengreen tampoco se cumple dicha restricción, y que dichos casos corresponden a países periféricos. Podemos hipotetizar, entonces, que hay algunos factores “no observados” operando en las economías más volátiles, que debilitan la capacidad de la descomposición BQ para identificar apropiadamente los shocks.

Figura 4 Funciones de impulso / respuesta a shocks de demanda (Shock 1) y de oferta (Shock 2)

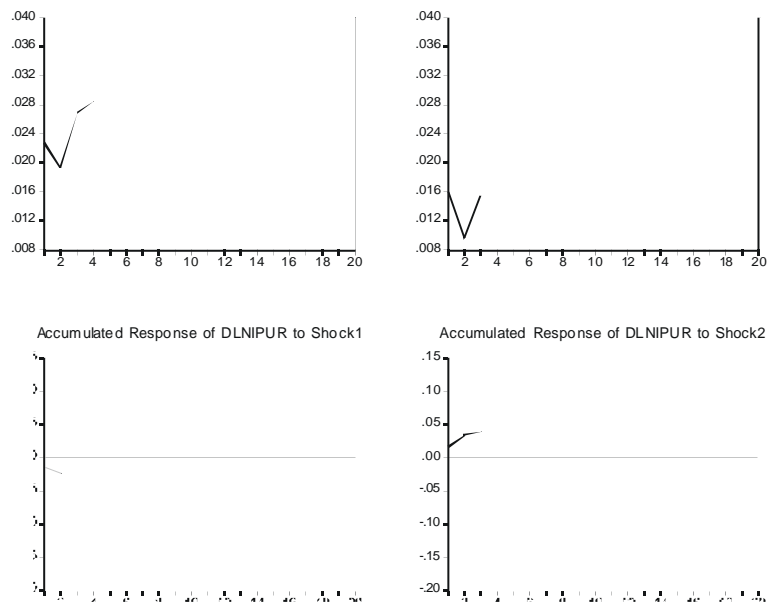
Panel A. ARGENTINA



Panel B. BRASIL



Panel C. URUGUAY



2 Comovimientos cíclicos de precios y cantidades

Dado que el comportamiento cíclico de los precios difiere del esperado, aplicaremos una técnica diferente, tomada de Den Haan (2000) y Den Haan y Sumner (2001). Este enfoque intenta de manera específica evaluar el comovimiento de precios y cantidades, eludiendo la restricción de la identificación BQ. La metodología se basa en la utilización de los errores de estimación del VAR para diferentes horizontes, para interpretar y capturar la dinámica entre los precios y el producto real.

Específicamente, la ecuación (1) puede ser escrita como un modelo VAR de primer orden, como sigue,

$$(2) \quad Z_t = F Z_{t-1} + u_t$$

donde $Z_t = [\text{Dln}(\text{gdp})_t, \text{Dln}(\text{ip})_t, \dots, \text{Dln}(\text{gdp})_{t-p+1}, \text{Dln}(\text{ip})_{t-p+1}]'$, $u_t = [e_t, 0, \dots, 0]'$ y

$$F = \begin{bmatrix} \Gamma(1) & \Gamma(2) & \dots & \Gamma(p) \\ I_2 & 0_2 & \dots & 0_2 \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ 0_2 & 0_2 & \dots & I_2 \end{bmatrix}$$

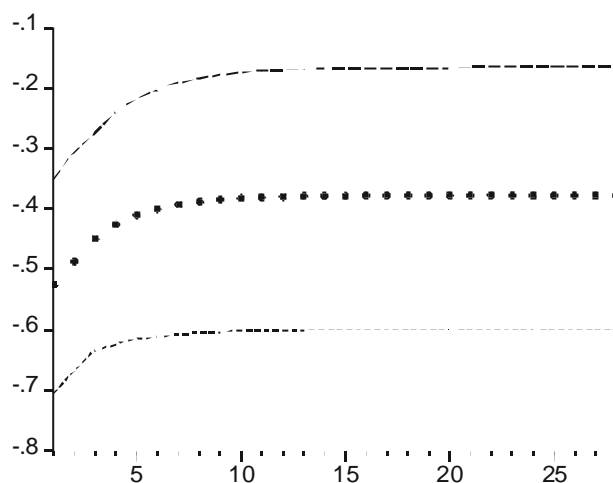
donde I_2 y 0_2 son las matrices identidad y nula de 2×2 , respectivamente. De (3) Den Haan y Sumner muestran que la covarianza entre los precios y el producto en el período K , $\text{Cov}(K)$, está dada por

$$\text{COV}(K) = \sum_{j=0}^{K-1} F^j \Omega F^{j'}$$

donde F_0 es la matriz identidad y $-\Omega = E(u_t u_t')/T$.

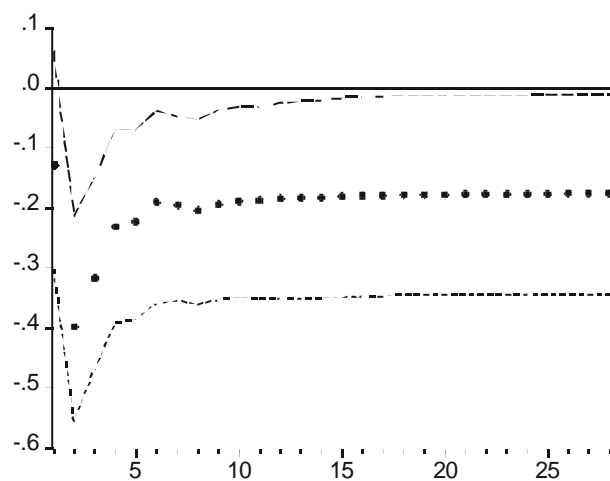
Utilizando la matriz de varianzas y covarianzas (4) calculamos el coeficiente de correlación entre precios y cantidades para Argentina, Brasil y Uruguay. Encontramos una correlación negativa en todos los puntos de estimación para Argentina, y, salvo por el primer adelanto, para todos los puntos de estimación de Brasil. En el caso de Uruguay, encontramos una correlación negativa en el muy corto plazo y luego de 5 trimestres la correlación se vuelve estadísticamente no significativa (véase figura 5).

Figura 5
Correlaciones entre cantidades y precios
Panel A. Argentina

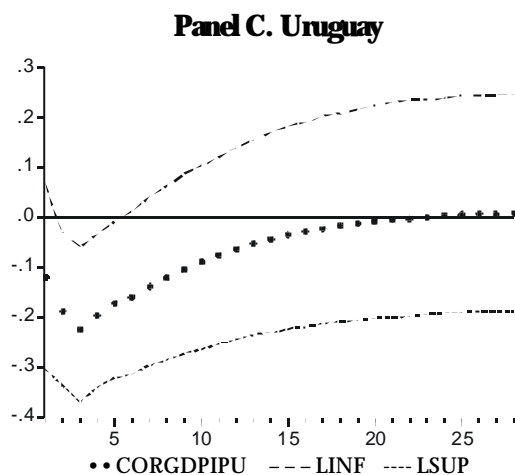


Nota: La línea punteada del centro en cada gráfico representa la correlación entre el PBI real y los precios para los puntos de proyección de 28 trimestres de adelanto. Linf y Lsup son los límites de los intervalos de confianza de Monte Carlo al 95%, computados utilizando 1000 simulaciones.

Panel B. Brasil



Nota: La línea punteada del centro en cada gráfico representa la correlación entre el PBI real y los precios para los puntos de proyección de 28 trimestres de adelanto. Linf y Lsup son los límites de los intervalos de confianza de Monte Carlo al 95%, computados utilizando 1000 simulaciones.



Nota: La línea punteada del centro en cada gráfico representa la correlación entre el PBI real y los precios para los puntos de proyección de 28 trimestres de adelanto. Linf y Lsup son los límites de los intervalos de confianza de Monte Carlo al 95%, computados utilizando 1000 simulaciones.

En función de esta evidencia, podemos concluir que existe una correlación negativa entre precios y cantidades. Este resultado está en línea con la correlación de largo plazo detectada por Den Haan y Sumner (2001) para los países del G7, pero no coincide con el signo de la correlación de corto plazo, que tiende a ser positiva para dichos países. Un punto importante es que los autores encuentran que las observaciones correspondientes a la década del setenta (y, en cierta medida, a los primeros años ochenta) contribuyen de manera significativa a determinar la magnitud de muchos de los coeficientes de correlación que estiman. Así, la relación inversa entre inflación y nivel de actividad económica, frecuentemente registrada después de la crisis del petróleo, influye en los resultados. Esto significa que impulsos de “empuje de costos” originados del lado de la oferta pueden tener un peso importante en los resultados. Más específicamente, la correlación negativa entre los movimientos de precios y cantidades que se muestra en la figura 5 puede ser causada por alteraciones en el tipo de cambio real que, vía el acelerador financiero y efectos contractivos, induce una correlación negativa entre precios y producto.

Para comprender acabadamente esta dinámica, tenemos que considerar dos hechos estilizados importantes: Primero, en un contexto de rigideces nominales de precios, el tipo de cambio real y el tipo de cambio nominal tienden a moverse juntos y en la misma dirección (Rogoff, 1996); y, segundo, el coeficiente de Pass Through que liga a la depreciación nominal con la inflación es grande en los países del MERCOSUR. Así, por ejemplo, si un shock externo negativo (i.e., un deterioro en los tér-

minos de intercambio, una alteración en las expectativas del mercado) induce una suba en el tipo de cambio real a través de la depreciación de la moneda, se generaría una presión ascendente sobre los precios, lo que a su vez gatillaría efectos contractivos vía los efectos de acelerador financiero y distributivos. Bajo esas circunstancias, observaríamos una correlación negativa entre el producto, por un lado, y los precios y el tipo de cambio real, por el otro.

Para investigar la relevancia de esta hipótesis, estimamos un modelo VAR para el PBI y el tipo de cambio real, medido en primera diferencia del logaritmo natural, para los tres países estudiados.¹³ En el caso de Argentina, seleccionamos un VAR(2); para Brasil un VAR(5); y para Uruguay un VAR (4).

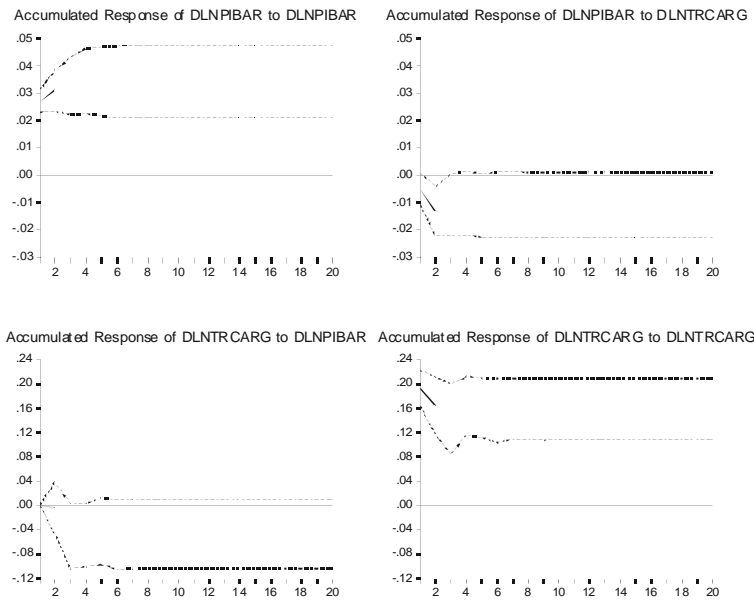
Para computar las funciones de impulso respuesta, utilizamos la factorización de Cholesky bajo el supuesto de que los shocks de producto no tienen un efecto inmediato en el tipo de cambio real, mientras que los shocks asociados con el tipo de cambio real pueden tener un efecto en el producto real en el mismo período en el que suceden. El supuesto es que los cambios en la actividad económica toman tiempo en afectar a los precios relativos, debido a rigideces de precios, mientras que los efectos de alteraciones en el tipo de cambio real tienden a influir en el producto más rápidamente, de la mano de los efectos de acelerador financiero y redistributivos (especialmente en economías altamente dolarizadas). La existencia del “síndrome de miedo a flotar” (Calvo y Reinhart, 2002) es consistente con el rápido efecto de la depreciación real sobre el producto y la fragilidad financiera. Los paneles de la figura 6 muestran las funciones de impulso / respuesta estimadas. Estos resultados sugieren la existencia de una correlación negativa entre los residuos del tipo de cambio real y los movimientos del producto en el corto plazo en Argentina y Brasil. Esta correlación, no obstante, tiende a perder significatividad en el tiempo. En Uruguay, existe también una tendencia negativa pero el impulso que va de producto a tipo de cambio real es particularmente fuerte.¹⁴

¹³ Chequeamos la no estacionariedad utilizando los tests estándar de Dickey-Fuller y encontramos que ambas variables individualmente tienen raíces unitarias. Luego, aplicamos el test de cointegración de Johansen y no encontramos cointegración. Así, para la especificación VAR utilizamos las variables en primeras diferencias. El número de rezagos de cada VAR fue seleccionado siguiendo el criterio informativo de Akaike y los estadísticos *t* individuales.

¹⁴ Para determinar la importancia de nuestro método de identificación, que se basa en la descomposición de Cholesky, utilizamos adicionalmente la metodología de Den Haan y Sumner. El ejercicio confirma los resultados ya discutidos. Por lo tanto, sus resultados no se muestran aquí.

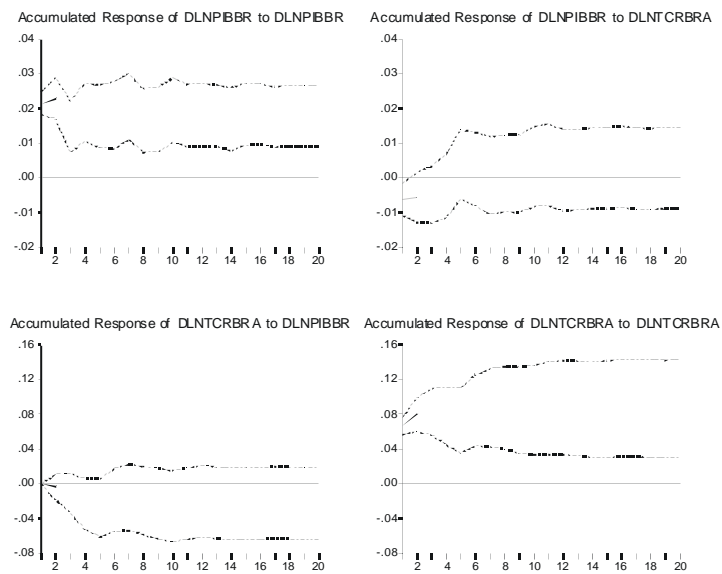
Figura 6
Panel A. Argentina

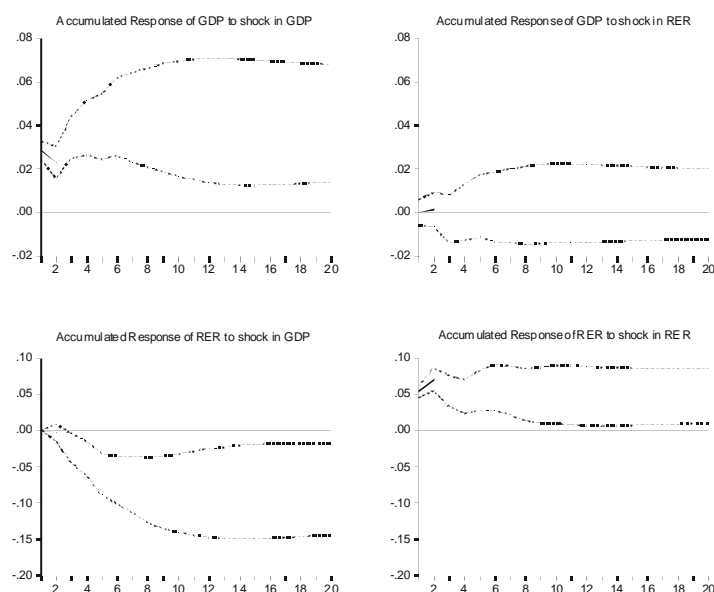
Accumulated Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Panel B. Brasil

Accumulated Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Panel C. UruguayAccumulated Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.**V. SHOCKS COMUNES E IDIOSINCRÁSICOS Y FACTORES FINANCIEROS**

Nos basamos en el enfoque de componente no observado (Watson, 1986, Kouparitsas, 2002) para descomponer las fluctuaciones del PBI real de los países del MERCOSUR¹⁵ entre ciclos comunes e idiosincrásicos. Nuestra estimación se realiza sobre el logaritmo del PBI desestacionalizado para Argentina (a), Brasil (b) y Uruguay (u). La muestra utilizada comprende el período desde el comienzo del proceso de integración en el MERCOSUR (desde el primer trimestre de 1988 hasta el primer trimestre de 2003). Como medimos el PBI en logaritmo natural, utilizamos la descomposición aditiva. La aplicación de la metodología de los componentes no observados a nuestra serie da como resultado las siguientes ecuaciones,

$$(5) \text{Lngdp}_{jt} = T_{jt} + C_{jt}, \quad \text{for } j = a, b, u.$$

¹⁵ El enfoque de componentes no observados se aplica para descomponer una serie observada en sus componentes estacional, de tendencia e irregular. Esto es, si X_t es la variable de interés, aplicando la metodología de los componentes no observados obtenemos: $X_t = S_t + T_t + I_t$. Donde S_t es el componente estacional que captura aquellos ciclos que se repiten año a año, T_t es el componente que captura la tendencia de largo plazo y I_t es el componente irregular, que captura el ciclo económico de corto plazo.

donde $T_j;t$ es componente de tendencia y $C_j;t$ captura los ciclos económicos de corto plazo. Modelizamos el componente de tendencia como un proceso estocástico. Específicamente, asumimos para $T_j;t$ un proceso de raíz unitaria con tendencia,

$$(6) T_{jt} = d_{jt} + T_{j,t-1} + u_{jt}, \quad \text{for } j=a, b, u.$$

En la ecuación (6) el término d_{jt} da cuenta de la tendencia determinística del crecimiento en el PBI real^j del país j en el período t . El término de error $w_j;t$ se asume independiente, con media cero y matriz de varianzas y covarianzas S_u .

Para modelizar el ciclo económico de corto plazo seguimos el enfoque de Watson al asumir que se compone de dos partes: un ciclo común para todos los países, CC_t , y ciclos país-específicos, $RC_j;t$. Así, el componente cíclico de corto plazo puede ser expresado como,

$$(7) C_{jt} = g_j CC_t + RC_{jt},$$

Donde el parámetro g_j captura la sensibilidad de los países al ciclo común. Para capturar la dinámica del ciclo común probamos con varias especificaciones autorregresivas, y seleccionamos un proceso AR(2),

$$(8) CC_t = a_1 CC_{t-1} + a_2 CC_{t-2} + v_t,$$

donde a_1 y a_2 son los parámetros autorregresivos y v_t es el término de perturbación, que se asume independiente con media cero y varianza s_v^2 .

Las dinámicas país-específicas, en tanto, se asumen gobernadas por un proceso VAR. Probamos varias especificaciones, y seleccionamos el siguiente modelo VAR(1),

$$(9) \begin{bmatrix} RC_{at} \\ RC_{bt} \\ RC_{ut} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Gamma_{11} & \Gamma_{12} & \Gamma_{13} \\ \Gamma_{21} & \Gamma_{22} & \Gamma_{23} \\ \Gamma_{31} & \Gamma_{32} & \Gamma_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} RC_{at-1} \\ RC_{bt-1} \\ RC_{ut-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{at} \\ e_{bt} \\ e_{ut} \end{bmatrix}$$

$$RC_t = \Gamma RC_{t-1} + e_t$$

donde el vector de perturbación se compone de innovaciones independientemente distribuidas, de media cero y matriz de varianzas y covarianzas L .

V.1 Estrategia de Estimación

Este modelo tiene la característica de que las variables observadas son explicadas por variables y parámetros no observados. Por lo tanto, la estimación

tiene que realizarse utilizando la función de máxima verosimilitud evaluada por el filtro de Kalman. Seguimos a Watson e Ingle (1983) y estimamos el modelo utilizando el algoritmo de estimación-maximización (EM).¹⁶ Para poder aplicar esta metodología, debemos asegurarnos de que las variables observadas sean estacionarias (para poder construir la función de verosimilitud) y debemos expresar el modelo en su forma de espacio estado. Dado que, individualmente, los logaritmos del PBI de Argentina, Brasil y Uruguay tienen raíz unitaria, especificamos el modelo en primeras diferencias de las variables observadas.

La forma de espacio estado consiste en una ecuación de medición y otra de transición.

Respectivamente, son las siguientes:

$$\begin{bmatrix} \Delta \text{Ln}gdp_{at} \\ \Delta \text{Ln}gdp_{bt} \\ \Delta \text{Ln}gdp_{ut} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \delta_a \\ \delta_b \\ \delta_u \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_1 & 100 \\ \gamma_2 & 010 \\ \gamma_3 & 001 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta CC_t \\ \Delta RC_{at} \\ \Delta RC_{bt} \\ \Delta RC_{ut} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{at} \\ u_{bt} \\ u_{ut} \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} CC_t \\ RC_{at} \\ RC_{bt} \\ RC_{ut} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 & 000 \\ 0 & \Gamma_{11} & \Gamma_{12} & \Gamma_{13} \\ 0 & \Gamma_{21} & \Gamma_{22} & \Gamma_{23} \\ 0 & \Gamma_{31} & \Gamma_{32} & \Gamma_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} CC_{t-1} \\ RC_{at-1} \\ RC_{bt-1} \\ RC_{ut-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_2 & 000 \\ 0000 \\ 0000 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} CC_{t-2} \\ RC_{at-2} \\ RC_{bt-2} \\ RC_{ut-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_t \\ e_{at} \\ e_{bt} \\ e_{ut} \end{bmatrix}$$

V.2 Resultados

Para identificar todos los parámetros del modelo, utilizamos a la Argentina como un estándar y normalizamos g_a a la unidad. Estimamos el modelo y encontramos que las tasas de crecimiento del PBI real de los tres países tienen la misma tendencia. Por ello, en los resultados aquí

¹⁶ El algoritmo EM es un método para maximizar la función de verosimilitud en presencia de datos perdidos. Tiene dos pasos. El primero es el de estimación, que consiste en aplicar el filtro de Kalman para obtener estadísticos suficientes del problema condicional a los datos observados. El segundo es el de maximización, en el que computamos las estimaciones de máxima verosimilitud de los parámetros desconocidos del modelo condicional a la totalidad de los datos. Estos dos pasos son iterados hasta llegar a la convergencia. En cada paso del algoritmo, el filtro de Kalman es utilizado para construir las variables no observadas, a través del algoritmo de suavización, y después los parámetros desconocidos del modelo son estimados, condicionales a las variables no observadas construidas. Para una descripción del algoritmo, véase Dempster, Laird y Rubin (1977).

presentados impusimos esa restricción. La tabla 6 presenta los valores de la tendencia de crecimiento y los parámetros de sensibilidad que aparecen en las ecuaciones (6) y (7).

Tabla 6
Estimación del crecimiento y los parámetros de sensibilidad

	Coefficiente	Error Est.	Est. t	Prob.
δ	0.003928	1.23E-10	31906579	0.0000
γ_b	0.736893	9.86E-09	74748914	0.0000
γ_u	0.923318	1.99E-08	46333581	0.0000

Dado que nuestra estimación de los parámetros indica que la tendencia de crecimiento del PBI es la misma para los tres países, demuestra la tendencia común de crecimiento del PBI para los tres países. Como era esperado, las estimaciones muestran que dicha tendencia es muy baja. Los coeficientes de sensibilidad asociados a Brasil (γ_b) y Uruguay (γ_u) indican que la sensibilidad respecto del ciclo común es alta y significativa, siendo más alta en el caso de Uruguay. Estos valores paramétricos son similares a los obtenidos por Kouparitsas (2002) para el caso de las regiones de EE.UU.

La tabla 7 muestra los valores estimados para los parámetros autorregresivos de la ecuación (8), que representa la dinámica de los ciclos comunes como un proceso $AR(2)$. Estos parámetros describen cómo responden en el tiempo los tres países ante un shock común.

Tabla 7
Estimación de los parámetros del ciclo común

Variable	Coefficiente	Error Est.	Est. t	Prob.
CC(t-1)	1.224803	0.124146	9.865859	0.0000
CC(t-2)	-0.404496	0.124706	-3.243591	0.0019

La Tabla 8 presenta los resultados de las estimaciones de los parámetros de la ecuación VAR (9) que representa los ciclos país-específicos. Los coeficientes estimados muestran los efectos derrame.

Tabla 8
Estimación de los parámetros del ciclo regional

	RCAT	RCBT	RCUT
RCAT(-1)	0.923326 (0.03703) [24.9339]	0.069912 (0.07011) [0.99720]	0.205465 (0.07731) [2.65765]
RCBT(-1)	-0.244950 (0.03963) [-6.18116]	0.819996 (0.07503) [10.9294]	-0.178419 (0.08273) [-2.15654]
RCUT(-1)	0.148314 (0.04516) [3.28415]	0.031911 (0.08550) [0.37323]	0.824843 (0.09428) [8.74857]
R-squared	0.971674	0.758163	0.842130
Adj. R-squared	0.970680	0.749677	0.836591
Sum sq. Resids	0.010227	0.036658	0.044577
S.E. equation	0.013395	0.025360	0.027965
F-statistic	977.6375	89.34796	152.0286
Log likelihood	175.1750	136.8776	131.0102
Akaike AIC	-5.739166	-4.462586	-4.267006
Schwarz SC	-5.634449	-4.357869	-4.162289
Mean dependent	0.041317	0.019204	0.044787
S.D. dependent	0.078228	0.050687	0.069180

Muchos de los parámetros estimados en el VAR son estadísticamente significativos, lo que implica que un shock originado en un país tiene efectos en el producto de los otros países. Este resultado contrasta con los obtenidos por Kouparistas para los EE.UU. El encuentra que los shocks que se originan en una región tienen efectos positivos y significativos en el ingreso propio, pero no en el ingreso de otras regiones. Un punto interesante es que los shocks originados en la “periferia”, en regiones más dependientes de las *commodities* como Rocky Mountains y Plains, muestran un grado más bajo de persistencia. Esto es consistente con nuestros resultados sobre la volatilidad en el MERCOSUR, que sugieren que los desvíos de la tendencia desaparecen más rápido en esos países. Sobre la base de los valores estimados, la figura 7 muestra el componente común del ciclo del PBI real para los tres países (expresado como porcentaje de desvío de su tendencia) y los paneles en la figura 8 muestran los ciclos país-específicos.

Figura 7
Ciclo regional del MERCOSUR

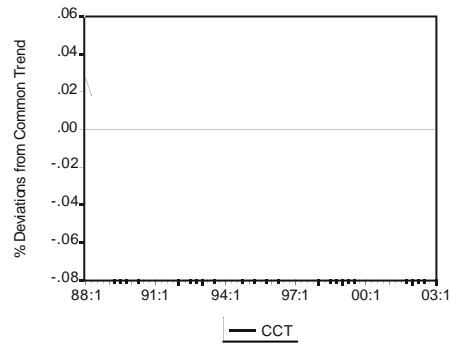
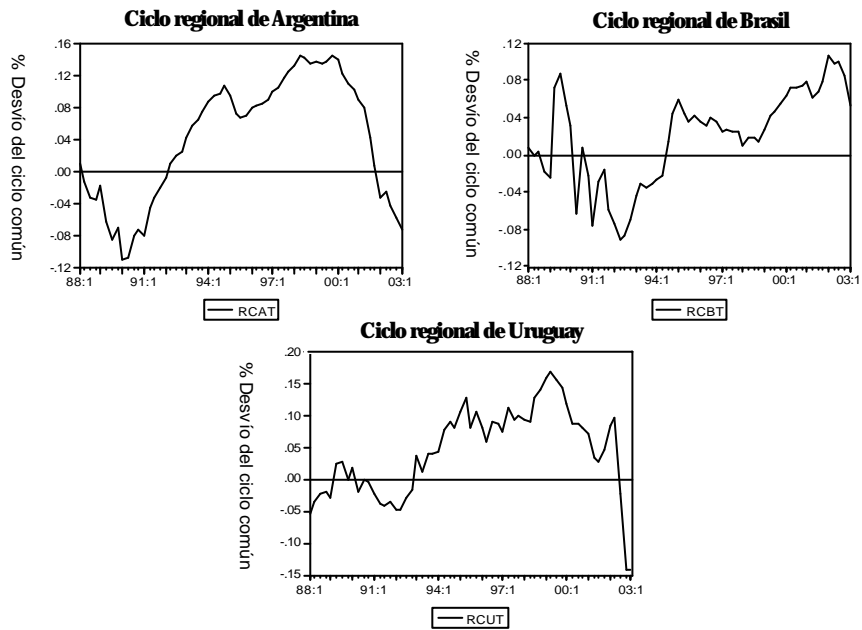


Figura 8



Para determinar la importancia de cada uno de los componentes cíclicos, computamos la variabilidad del componente total. Para Argentina, por ejemplo, la variabilidad total del componente nacional
$$\sum_{t=1}^{61} (RC_{at} - \overline{RC_a})^2$$

es de 0:3620 mientras que la variabilidad total del componente común del ciclo $\sum_{t=1}^{61} (CC_t - \overline{CC})^2$ es de 0:0512. Esto significa que el ciclo específico explica un 87:6% del total de la variabilidad cíclica de la Argentina, mientras que el componente común representa el 12:4%. Por supuesto, tenemos que considerar los efectos intrarregionales en el ciclo nacional, que fueron revelados en el VAR. Para Brasil, esos números son: la variabilidad del ciclo específico explica un 84:5% del total de la variabilidad cíclica y la variabilidad del ciclo común explica un 15:5%. En Uruguay, un 87% de la variabilidad total cíclica es explicada por la variación en el ciclo específico y un 13% por la variabilidad del ciclo común.

Para determinar la influencia de los shocks financieros externos y los cambios en el sentimiento de los mercados en el comovimiento de las economías del MERCOSUR, corremos una regresión con el ciclo común, que identificamos como la variable dependiente, y un promedio ponderado de la prima de riesgo país, como la variable independiente. Para controlar la endogeneidad, instrumentamos al riesgo país con su propio rezago. Los resultados en la tabla 9 indican que los cambios en las condiciones de los mercados financieros que afectan a toda la región tienen un fuerte efecto sobre el movimiento cíclico; la variable riesgo país es altamente significativa. La figura 9 ilustra este punto. Claramente, hay una relación negativa entre el ciclo común y las variaciones en la prima de riesgo país.

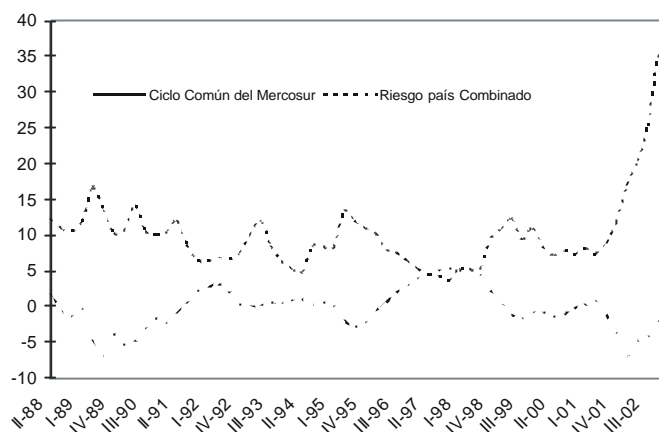
Tabla 9
Shocks financieros externos
y cambios en el sentimiento del mercado

$$CC_t = \pi_0 + \pi_1 CRisk_{t-1} + \pi_2 r_{t-1} + h_t$$

	Coefficiente	Error Est	Estadístico t	Prob.
π_0	0:038299	0:022048	1:737041	0:0882
π_1	0:001681	0:000676	2:487761	0:0160
π_2	0:003485	0:003166	1:100591	0:2760
R cuadrado aj.	0:8123		S.E. de la Reg. 0:0128	
Estadístico F	62:6570		Prob.(Estadístico F) 0:0000	

CRiskt fue computado como un promedio ponderado entre las primas de Argentina y Brasil. Los coeficientes de ponderación fueron 0:67 y 0:34, respectivamente. rt es la tasa de los bonos de EE.UU. a tres años. CCt es el ciclo común del MERCOSUR. Los errores estándar son robustos a la presencia de correlación serial.

Figura 9
Ciclo común del MERCOSUR y riesgo país combinado



VI. CONCLUSIONES

El crecimiento y la estabilidad son los dos estándares principales contra los cuales se juzgarán los resultados del MERCOSUR a largo plazo. El acuerdo está bajo una fuerte presión política dado que los cuatro miembros estuvieron luchando con fuertes shocks desde 1999 y las consecuencias fueron muy desfavorables para el proceso de integración. En esas circunstancias, el mayor desafío del bloque es recuperar la dinámica que el proceso de integración mostró en el período previo a los shocks, antes de 1998. La inestabilidad macroeconómica ha sido y aún es percibida por las autoridades como uno de los principales –quizás el mayor– de los obstáculos para la profundización del proceso de integración y una variedad de propuestas han abordado este problema. Estas propuestas van desde iniciativas de coordinación macroeconómica suave (i.e. reuniones periódicas de las autoridades económicas) a intentos por avanzar firmemente hacia una unión monetaria. Pero, más allá de los rasgos específicos de cada propuesta, creemos que una conclusión importante que se desprende de este trabajo es que los problemas que los hacedores de política tendrían que resolver para armonizar las macroeconomías del MERCOSUR son diferentes a los que tuvo que afrontar, por ejemplo, la Unión Europea cuando fue diseñada e implementada su unión monetaria. En este sentido, nos gustaría resaltar los siguientes puntos surgidos de nuestro trabajo.

Primero, la volatilidad importa, e importa especialmente para el caso de los acuerdos regionales. Hemos visto que los shocks (por ejemplo, los shocks de oferta) en los países del MERCOSUR tienden a ser más grandes y los desvíos de la tendencia desaparecen más rápidamente. Estas características parecen compartirse con los países que eran periféricos cuando se estaba formando la unión monetaria europea y con aquellas regiones de los EE.UU. especializadas en la producción de *commodities*. En ese sentido, la idea básica del enfoque AMO de establecer un fuerte nexo analítico entre las características de la estructura económica y de comercio, por un lado, y la macroeconomía, por el otro, parece adecuada para entender el ciclo en el acuerdo regional.

Segundo, las finanzas importan, tanto para la volatilidad como para la dinámica de precios y cantidades. Hemos detectado una relación entre el ciclo regional común y los cambios en las condiciones financieras –representadas por la prima de riesgo país. Hemos visto asimismo que los efectos contractivos de los shocks asociados con el tipo de cambio real (probablemente vía los efectos de acelerador) pueden ser importantes para explicar algunas características de las dinámicas de precios y cantidades que los modelos tradicionales basados en la descomposición de Blanchard y Quah no logran explicar.

Tercero, la aplicación del enfoque de Watson-Kouparitsas para descomponer las fluctuaciones cíclicas en un componente común y otro idiosincrásico descubrió un rico conjunto de interacciones detrás de los comovimientos de las series. En particular, es probable que los factores comunes originados en cambios en las expectativas de los inversores sean relevantes para explicar los comovimientos regionales del producto y que los efectos derrame entre los países vecinos sean significativos. Igualmente, hemos detectado que el ciclo país-específico da cuenta de una gran parte de la varianza total del producto. Estos dos puntos tienen importantes implicancias ampliamente inexploradas para la coordinación de la política macroeconómica. Por ejemplo, mientras parece razonable que el FMI ayude a los países a manejar los efectos de los shocks comunes que no pueden ser diversificados fuera de la región, los miembros de la región podrían dar algunos pasos para diversificar los riesgos idiosincrásicos asociados al ciclo país-específico. Más sencillamente, podría existir una división del trabajo en el manejo del riesgo. El FMI podría ayudar a los países a cubrirse del riesgo “global” y los países podrían desarrollar mecanismos institucionales para manejar aquellos riesgos que pueden ser diversificados dentro del acuerdo regional, por ejemplo, a través de fondos de reserva o instrumentos fiscales desarrollados a nivel regional.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Bayoumi, T. y Eichengreen, B. (1992), "Shocking aspects of european monetary unification", NBER, Working Paper 3949, Cambridge, Enero.
- Bayoumi, T. y Mauro, P. (2001), "The Suitability of ASEAN for a Regional Currency Arrangement", *World Economy*, Vol. 24, Issue 7, pp. 933-954, Julio.
- Basu, S. y Taylor, A. (1999), "Business Cycle in International Historical Perspective", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 13, N 2, pp. 45-68, Primavera.
- Baxter, M. y King, R. G. (1995), "Measuring business cycles approximate Band-Pass filters for economic time series", NBER, Working Paper 5022, Febrero.
- Bebczuk, R. N.; Fanelli, J. M. y Pradelli, J.J. (2002), "Determinants and Consequences of Financial Constraints Facing Firms in Argentina", Research Network Working Papers, R-453, Research Department, IADB-CEDES, Julio.
- Blanchard, O. y Quah, D. (1989), "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *American Economic Review*, Vol. 79, pp. 655-673, Septiembre.
- Calvo, G. y Reinhart, C. (1999), "When Capital Inflows Come to a Sudden Stop: Consequences and Policy Options", Mimeo, junio. (<http://www.bsos.umd.edu/econ/ciecpp.htm>)
- Calvo, G. y Reinhart, C. (2002), "Fear of Floating", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117, Issue 2, pp. 379-408, Mayo.
- Cheung, Y. y Westerman, F. (2000), "Does Austria to the German or the US Business Cycle?", *International Journal of Finance and Economics*, Vol. 5, Issue 1, pp. 33-42, Febrero.
- Dempster A.P., N.M. Laird y D.B. Rubin (1977), "Maximum likelihood from incomplete data", *Journal of the Royal Statistical Society Ser. B* 39:1-38.
- Den Haan, W. J. (2000), "The comovement between output and prices", *Journal of Monetary Economics*, N 46, pp. 3-30.
- Den Haan, W. J. y Sumner, S. (2001), "The comovements between real activity and prices in the G7", NBER, Working Paper 8195, Marzo.
- Eichengreen, B. (1998), "Does MERCOSUR need a single currency?", NBER, Working Paper 6821, Cambridge, Diciembre.
- Eichengreen, B. y Taylor, A. M. (2003), "The monetary consequences of a free trade area of the Americas", NBER, Working Paper 9666, Cambridge, Abril.
- Fanelli, J. M. (2001), "Coordinación macroeconómica en el MERCOSUR: Marco analítico y hechos estilizados", en *Coordinación de políticas macroeconómicas en el MERCOSUR*, Red de Investigaciones Económicas del MERCOSUR, Siglo XXI de Argentina Editores, Cap. 1, pp. 1-23, Abril.
- Fanelli, J. M.; González-Rozada, M. y Keifman, Saul (2001), "Comercio, régimen cambiario y volatilidad. Una visión desde la Argentina de la

- coordinación macroeconómica en el MERCOSUR”, en Coordinación de políticas macroeconómicas en el MERCOSUR, Red de Investigaciones Económicas del MERCOSUR, Siglo XXI de Argentina Editores, Cap. 2, pp. 25-70, Abril.
- Fanelli, J. M. y Heymann, D. (2002), “*Dilemas monetarios en la Argentina*”, Revista de Desarrollo Económico, No. 165, Vol. 42, Abril-Junio.
- Kenen, P. (1969), “The Theory of optimum Currency Areas: An Eclectic View”, en Robert A. Mundell and Alexander K. Swoboda (eds). Monetary Problems of the International Economy (Chicago: University of Chicago Press).
- Kouparitsas, M. (2002), “*Understanding U.S. regional cyclical comovement: How important are spillovers and common shocks?*”, Economic Perspectives, cuarto trimestre, Federal Reserve Bank of Chicago, Chicago, US.
- Machinea, José Luis (2002), “Exchange Rate Instability in MERCOSUR: Causes, Problems and Possible Solutions”, Mimeo, Inter-American Development Bank, Julio.
- Rogoff, K. (1996), “*The Purchasing Power Parity Puzzle*”, Journal of Economic Literature, The American Economic Association, USA, Vol. XXXIV, N 2, pp. 647-668, Junio.
- Watson, M. W. y Engle, R. F. (1983), “*Alternative algorithms for the estimation of dynamic factor, MIMIC, and varying coefficients models*”, Journal of Econometrics, Vol. 23, pp. 385-400.
- Watson, M. W. (1986), “*Univariate detrending methods with stochastic trends*”, Journal of Monetary Economics, Vol. 18, pp. 49-75.

ANEXO

Tabla A1
Estimación del modelo var(2) para Argentina

Vector Autoregression Estimates		
Sample(adjusted): 1980:4 2003:1		
Included observations: 90 after adjusting		
Endpoints		
Standard errors in () & t-statistics in []		
	DLNPIBAR	DLNIPAR
DLNPIBAR(-1)	0.212344 (0.12487) [1.70049]	-1.344882 (1.09017) [-1.23364]
DLNPIBAR(-2)	0.015735 (0.11747) [0.13395]	2.292042 (1.02553) [2.23498]
DLNIPAR(-1)	0.011980 (0.01349) [0.88789]	0.387031 (0.11779) [3.28571]
DLNIPAR(-2)	-0.004471 (0.01335) [-0.33477]	0.360131 (0.11659) [3.08889]
C	-0.000371 (0.00385) [-0.09660]	0.049482 (0.03357) [1.47407]
R-squared	0.036668	0.436253
Adj. R-squared	-0.008665	0.409724
Sum sq. residues	0.068964	5.256275
S.E. equation	0.028484	0.248674
F-statistic	0.808858	16.44424
Log likelihood	195.1249	0.112955
Akaike AIC	-4.224998	0.108601
Schwarz SC	-4.086119	0.247479
Mean dependent	0.001523	0.205027
S.D. dependent	0.028361	0.323670
Determinant Residual Covariance		3.65E-05
Log Likelihood (d.f. adjusted)		204.4705
Akaike Information Criteria		-4.321567
Schwarz Criteria		-4.043811

Tabla A2
Estimación de factorización estructural de Blanchard
y Quah para Argentina

Structural VAR Estimates					
Sample(adjusted): 1980:4 2003:1					
Included observations: 90 after adjusting endpoints					
Estimation method: method of scoring (analytic derivatives)					
Convergence achieved after 7 iterations					
Structural VAR is just-identified					
Model: $Ae = Bu$ where $E[uu'] = I$					
Restriction Type: long-run text form					
Long-run response pattern:					
	0	C(2)			
	C(1)	C(3)			
		Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
	C(1)	0.939592	0.070033	13.41641	0.0000
	C(2)	0.034168	0.002547	13.41641	0.0000
	C(3)	-0.162661	0.099781	-1.630183	0.1031
	Log likelihood	204.4705			
Estimated A matrix:					
	1.000000	0.000000			
	0.000000	1.000000			
Estimated B matrix:					
	0.007055	-0.027596			
	-0.237565	0.073489			

Tabla A3
Estimación del modelo var(4) para Brasil

Vector Autoregression Estimates		
Date: 09/16/03 Time: 12:06		
Sample(adjusted): 1981:2 2003:1		
Included observations: 88 after adjusting Endpoints		
Standard errors in () & t-statistics in []		
	DLNPIBBR	DLNIPBR
DLNPIBBR(-1)	0.065634 (0.10647) [0.61645]	2.529728 (0.78159) [3.23666]
DLNPIBBR(-2)	-0.126864 (0.10713) [-1.18421]	-0.242570 (0.78642) [-0.30845]
DLNPIBBR(-3)	0.154333 (0.09795) [1.57560]	-0.151283 (0.71905) [-0.21039]
DLNPIBBR(-4)	-0.277816 (0.09770) [-2.84365]	-0.815952 (0.71718) [-1.13773]
DLNIPBR(1)	-0.072606 (0.01486) [-4.88653]	1.093167 (0.10907) [10.0224]
DLNIPBR(2)	0.104037 (0.02307) [4.50864]	-0.210767 (0.16939) [-1.24428]
DLNIPBR(3)	-0.034464 (0.02481) [-1.38917]	-0.203632 (0.18212) [-1.11814]
DLNIPBR(4)	0.001727 (0.01656) [0.10432]	0.217357 (0.12155) [1.78827]
C	0.006561 (0.00337) [1.94613]	0.022219 (0.02475) [0.89779]
R-squared	0.369628	0.795707
Adj. R-squared	0.305793	0.775020
Sum sq. Resids	0.032642	1.758978
S.E. equation	0.020327	0.149216
F-statistic	5.790364	38.46255
Log likelihood	222.7116	47.28797
Akaike AIC	-4.857083	-0.870181
Schwarz SC	-4.603719	-0.616817
Mean dependent	0.005288	0.292693
S.D. dependent	0.024397	0.314590
Determinant Residual Covariance		9.05E-06
Log Likelihood (d.f. adjusted)		261.2297
Akaike Information Criteria		-5.527948
Schwarz Criteria		-5.021220

Tabla A4
Estimación de factorización estructural de Blanchard
y Quah para Brasil

Structural VAR Estimates				
Sample(adjusted): 1981:2 2003:1				
Included observations: 88 after adjusting endpoints				
Estimation method: method of scoring (analytic derivatives)				
Convergence achieved after 8 iterations				
Structural VAR is just-identified				
Model: $Ae = Bu$ where $E[uu']=I$				
Restriction Type: long -run text form				
Long-run response pattern:				
	0	C(2)		
C(1)		C(3)		
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	1.402408	0.105710	13.26650	0.0000
C(2)	0.017190	0.001296	13.26650	0.0000
C(3)	-0.092712	0.149660	-0.619485	0.5356
Log likelihood	261.2297			
Estimated A matrix:				
	1.000000	0.000000		
	0.000000	1.000000		
Estimated B matrix:				
	0.001831	-0.020244		
	0.145676	0.032320		

Tabla A5
Estimación del modelo var(3) para Uruguay

Vector Autoregression Estimates		
Date: 09/16/03 Time: 12:29		
Sample(adjusted): 1981:1 2003:1		
Included observations: 89 after adjusting		
Endpoints		
Standard errors in () & t-statistics in []		
	DLNPIBUR	DLNIPUR
DLNPIBUR(-1)	-0.249328 (0.10778) [-2.31336]	0.212241 (0.08570) [2.47643]
DLNPIBUR(-2)	0.315747 (0.10778) [2.92942]	-0.320845 (0.08571) [-3.74334]
DLNPIBUR(-3)	0.255598 (0.12363) [2.06740]	-0.044094 (0.09831) [-0.44850]
DLNIPUR(-1)	-0.150631 (0.13612) [-1.10661]	0.918546 (0.10824) [8.48600]
DLNIPUR(-2)	0.117366 (0.17859) [0.65719]	-0.368566 (0.14201) [-2.59530]
DLNIPUR(-3)	0.131181 (0.14026) [0.93526]	0.386208 (0.11154) [3.46262]
C	-0.008564 (0.00613) [-1.39658]	0.005799 (0.00488) [1.18912]
R-squared	0.222219	0.828493
Adj. R-squared	0.165308	0.815944
Sum sq. Resids	0.063608	0.040222
S.E. equation	0.027851	0.022148
F-statistic	3.904682	66.01920
Log likelihood	196.0573	216.4525
Akaike AIC	-4.248479	-4.706798
Schwarz SC	-4.052744	-4.511062
Mean dependent	0.000693	0.086045
S.D. dependent	0.030485	0.051624
Determinant Residual Covariance		3.75E-07
Log Likelihood (d.f. adjusted)		405.8452
Akaike Information Criteria		-8.805511
Schwarz Criteria		-8.414040

Tabla A6
Estimación de Factorización Estructural de Blanchard
y Quah para Uruguay

Structural VAR Estimates				
Sample(adjusted): 1981:1 2003:1				
Included observations: 89 after adjusting endpoints				
Estimation method: method of scoring (analytic derivatives)				
Convergence achieved after 6 iterations				
Structural VAR is just-identified				
Model: $Ae = Bu$ where $E[uu'] = I$				
Restriction Type: long-run text form				
Long-run response pattern:				
	0	C(2)		
	C(1)	C(3)		
		Coefficient	Std. Error	z-Statistic
	C(1)	0.232334	0.017414	13.34166
	C(2)	0.045287	0.003394	13.34166
	C(3)	0.149473	0.027056	5.524581
		Prob.		
				0.0000
				0.0000
				0.0000
Log likelihood		405.8452		
Estimated A matrix:				
	1.000000	0.000000		
	0.000000	1.000000		
Estimated B matrix:				
	0.022749	0.016068		
	-0.014826	0.016453		

Tabla A7
Estimación del var(2) para Argentina

Vector Autoregression Estimates		
Date: 09/16/03 Time: 15:05		
Sample(adjusted): 1980:4 2003:1		
Included observations: 90 after adjusting Endpoints		
Standard errors in () & t-statistics in []		
	DLNPIBAR	DLNTRCARG
DLNPIBAR(-1)	0.144728 (0.11018) [1.31353]	-0.171852 (0.77632) [-0.22137]
DLNPIBAR(-2)	0.033995 (0.10447) [0.32541]	-1.671007 (0.73605) [-2.27022]
DLNTRCARG(-1)	-0.036971 (0.01511) [-2.44614]	-0.154791 (0.10649) [-1.45356]
DLNTRCARG(-2)	0.012989 (0.01570) [0.82717]	-0.188695 (0.11064) [-1.70545]
C	0.001584 (0.00292) [0.54206]	0.019688 (0.02059) [0.95625]
R-squared	0.106859	0.095252
Adj. R-squared	0.064829	0.052675
Sum sq. Resids	0.063939	3.174136
S.E. equation	0.027427	0.193243
F-statistic	2.542449	2.237194
Log likelihood	198.5293	22.81037
Akaike AIC	-4.300652	-0.395786
Schwarz SC	-4.161773	-0.256908
Mean dependent	0.001523	0.012529
S.D. dependent	0.028361	0.198543
Determinant Residual Covariance		2.71E-05
Log Likelihood (d.f. adjusted)		217.8342
Akaike Information Criteria		-4.618538
Schwarz Criteria		-4.340782

Tabla A8
Estimación del var(5) para Brasil

Vector Autoregression Estimates		
Date: 09/16/03 Time: 15:28		
Sample(adjusted): 1981:3 2003:1		
Included observations: 87 after adjusting		
Endpoints		
Standard errors in () & t-statistics in []		
	DLNPIBBR	DLNTCRBRA
DLNPIBBR(-1)	0.063445 (0.11481) [0.55260]	-0.158425 (0.34201) [-0.46322]
DLNPIBBR(-2)	-0.375053 (0.10826) [-3.46448]	-0.309412 (0.32248) [-0.95948]
DLNPIBBR(-3)	0.240952 (0.11437) [2.10676]	-0.531339 (0.34069) [-1.55959]
DLNPIBBR(-4)	-0.216910 (0.10922) [-1.98599]	-0.195370 (0.32535) [-0.60050]
DLNPIBBR(-5)	0.216149 (0.11121) [1.94357]	0.256779 (0.33128) [0.77511]
DLNTCRBRA(-1)	0.016342 (0.03962) [0.41252]	0.184577 (0.11801) [1.56408]
DLNTCRBRA(-2)	-0.028928 (0.04013) [-0.72080]	-0.019517 (0.11955) [-0.16325]
DLNTCRBRA(-3)	0.067686 (0.04158) [1.62779]	-0.124563 (0.12387) [-1.00563]
DLNTCRBRA(-4)	0.063185 (0.04170) [1.51526]	-0.042491 (0.12421) [-0.34208]
DLNTCRBRA(-5)	-0.011019 (0.04212) [-0.26159]	0.263797 (0.12548) [2.10237]
C	0.005859 (0.00289) [2.02875]	0.008141 (0.00860) [0.94631]
R-squared	0.252915	0.128203
Adj. R-squared	0.154614	0.013493
Sum sq. Resids	0.038051	0.337641
S.E. equation	0.022376	0.066653
F-statistic	2.572865	1.117629
Log likelihood	213.0136	118.0504
Akaike AIC	-4.643991	-2.460929
Schwarz SC	-4.332210	-2.149148
Mean dependent	0.005621	0.004387
S.D. dependent	0.024336	0.067107
Determinant Residual Covariance		2.05E-06
Log Likelihood (d.f. adjusted)		322.8081
Akaike Information Criteria		-6.915128
Schwarz Criteria		-6.291565

Tabla A9
Estimación del var(4) para Uruguay

Vector Autoregression Estimates		
Date: 09/16/03 Time: 17:56		
Sample(adjusted): 1981:2 2003:1		
Included observations: 88 after adjusting Endpoints		
Standard errors in () & t-statistics in []		
	DLNPIBUR	DLNTRURU
DLNPIBUR(-1)	-0.185029 (0.11286) [-1.63945]	-0.111786 (0.21128) [-0.52910]
DLNPIBUR(-2)	0.363299 (0.11010) [3.29960]	-0.749827 (0.20612) [-3.63788]
DLNPIBUR(-3)	0.315346 (0.13567) [2.32434]	-0.399784 (0.25398) [-1.57409]
DLNPIBUR(-4)	-0.084983 (0.13497) [-0.62962]	-0.668393 (0.25267) [-2.64528]
DLNTRURU(-1)	0.028244 (0.05769) [0.48954]	0.318938 (0.10800) [2.95300]
DLNTRURU(-2)	-0.086217 (0.06173) [-1.39659]	-0.403250 (0.11557) [-3.48931]
DLNTRURU(-3)	0.068848 (0.06331) [1.08750]	0.091018 (0.11851) [0.76800]
DLNTRURU(-4)	0.039198 (0.05800) [0.67579]	0.025951 (0.10858) [0.23899]
C	-0.000262 (0.00318) [-0.08250]	0.011556 (0.00595) [1.94237]
R-squared	0.219459	0.399901
Adj. R-squared	0.140417	0.339132
Sum sq. Resids	0.063789	0.223544
S.E. equation	0.028416	0.053195
F-statistic	2.776489	6.580625
Log likelihood	193.2321	138.0547
Akaike AIC	-4.187093	-2.933061
Schwarz SC	-3.933729	-2.679697
Mean dependent	0.000608	0.007870
S.D. dependent	0.030649	0.065435
Determinant Residual Covariance		2.28E-06
Log Likelihood (d.f. adjusted)		321.7927
Akaike Information Criteria		-6.904379
Schwarz Criteria		-6.397651

2. FLUCTUACIONES CÍCLICAS EN LAS VARIABLES FISCALES DE LOS PAÍSES DEL MERCOSUR

ANA LAURA BADAGIÁN*
JUAN CRESTA**

Resumen: En este trabajo se analiza el comportamiento cíclico de la política fiscal en los países del MERCOSUR. Para ello, se estima la volatilidad cíclica y la persistencia de las fluctuaciones de corto plazo observadas en las principales variables fiscales y se analizan los comovimientos de éstas con el PIB de cada una de las economías analizadas. El estudio realiza dos contribuciones al estudio del tema. En primer lugar, se consideran los datos de las cuatro economías del MERCOSUR, utilizando un enfoque metodológico homogéneo. En segundo lugar, para minimizar la obtención de resultados “inducidos por el método”, se emplean dos procedimientos diferentes para la extracción del componente cíclico –el filtro Hodrick-Prescott y los modelos de componentes inobservables–, así como dos métodos alternativos para el estudio de los comovimientos cíclicos entre las variables fiscales y los PIB’s reales. Los resultados obtenidos revelan que, independientemente de la metodología empleada, tanto los ingresos como los gastos fiscales son más volátiles que el PIB de la respectiva economía y que en orden de importancia, Brasil, Argentina y Paraguay resultan ser las que presentan mayor variabilidad. Respecto de la persistencia, las variables fiscales presentan una inercia significativa, aunque no excesivamente elevada. Este hallazgo concuerda con un diseño de políticas de carácter asistencial que ayude a paliar los efectos de la ocurrencia los choques sobre las variables fiscales. Las estimaciones realizadas indican que en los países del MERCOSUR se observa un claro comportamiento procíclico de la mayor parte de las variables fiscales, fundamentalmente de los componentes del gasto público. Esto indica que las políticas fiscales en estos países no cumplen un papel estabilizador de la economía. Muy por el contrario, tienden a exacerbar las fluctuaciones cíclicas del nivel de actividad.

* Universidad de la República (UDELAR-Uruguay) y Centro de Investigaciones Económicas (CINVE-Uruguay).

** Centro de Análisis y Difusión de la Economía Paraguaya (CADEP-Paraguay).

I. INTRODUCCIÓN

El objetivo de este trabajo es analizar el desempeño de la política fiscal y sus relaciones con el ciclo económico dentro de cada una de las economías del MERCOSUR. Para ello, por un lado, se estudian la volatilidad y la persistencia de los componentes cíclicos de cada una de las variables de ingresos y gastos fiscales de manera individual y, por otro, se describe el comovimiento cíclico de las variables fiscales con el ciclo macroeconómico de referencia.

El objetivo mencionado planteado surge de dos motivaciones. En primer lugar, el análisis aporta evidencia comparada acerca de los problemas y rasgos comunes en el manejo de la política fiscal en las economías del MERCOSUR, de una manera aún no abordada en otros trabajos realizados para la región. La segunda motivación es brindar información útil para el diseño de mecanismos de cooperación y del tipo de compromisos fiscales a desarrollar en un marco de coordinación de las políticas macroeconómicas. Cabe aclarar sin embargo, que no se dirige la atención en determinar un tipo específico de mecanismos de cooperación, ni mucho menos respecto a la clase de compromisos que deberían prevalecer.

La visión convencional en la mayoría de los estudios sobre el tema es que la política fiscal debería comportarse de manera contracíclica; sin embargo, una amplia gama de estudios para América latina ha evidenciado resultados controversiales. Por un lado, autores como Gavin, Hausmann, Perotti y Talvi (1996), Gavin y Perotti (1997), Lane y Torrell (1998) y Talvi y Vegh (2000) encuentran que la política fiscal se ha comportado de manera procíclica. Por otro lado, trabajos como el de Agénor, McDermott y Prasad (2000), encuentran que en países en desarrollo –incluidos países de América latina–, los gastos del gobierno son contracíclicos, los ingresos del gobierno son acíclicos en algunos países y significativamente contracíclicos en otros. En el MERCOSUR los aspectos fiscales siempre han sido objeto de gran interés, debido a la importancia que han tenido en los diferentes episodios de crisis en esta región. A pesar de ello, son escasos los trabajos relacionados al estudio del manejo de la política fiscal, y más aún los relacionados al comportamiento cíclico de esta política. En este sentido, el principal aporte de este trabajo es que amplía el conocimiento sobre los rasgos más sobresalientes del comportamiento cíclico de la política fiscal –puesto que el campo de estudio no sólo se restringe a los resultados de los *hechos estilizados*–, y que se brindan nuevas luces acerca de las regularidades empíricas en el manejo de la política fiscal en la región, ya sea mediante el estudio de los comovimientos con el ciclo del PIB, como a través del análisis de la volatilidad y la persistencia de los ciclos de las principales variables fiscales, al interior de cada una de las economías del MERCOSUR.

Un punto que merece ser aclarado, es que en este estudio no se tratarán los aspectos relacionados a la institucionalidad de la política fiscal (federalismo), así como tampoco se busca determinar la sustentabilidad de las finanzas públicas. No obstante, además de ampliar el conocimiento acerca del manejo fiscal en cada una de las economías del MERCOSUR, este estudio a diferencia de los demás, tiene otras dos contribuciones importantes. En primer término, cada una de las cuatro economías del MERCOSUR es analizada dentro de un mismo período bajo el empleo de una metodología homogénea. Segundo, para minimizar la obtención de conclusiones que pudieran ser inducidas por la aplicación de una metodología en particular, se emplean dos procedimientos diferentes de extracción del componente cíclico de las series: el filtro de Hodrick y Prescott y el método de los modelos estructurales; y dos metodologías para la estimación de los comovimientos: el método de las correlaciones cruzadas y el método de las regresiones lineales. Además, se implementan una serie de contrastes estadísticos para probar la significación, tanto de los coeficientes estimados para medir los comovimientos, así como para realizar inferencia acerca de la fase dominante en cada uno de estos comovimientos. Dichos contrastes, han sido ampliamente utilizados en varios estudios realizados para los países de la OCDE y la Unión Europea¹ y constituye un importante avance respecto de otros trabajos realizados para América latina.

El trabajo se articula de la siguiente forma. En la sección 2 se estructura el marco teórico y analítico que subyace al estudio de las propiedades cíclicas de las variables fiscales macroeconómicas. En la tercera sección, se describen los aspectos metodológicos relacionados; y en la sección 4 se presenta la evidencia empírica, principalmente a través del uso de diferentes indicadores estadísticos de volatilidad, persistencia y comovimientos con el ciclo del producto de cada economía. Finalmente, la sección 5 se dedica a presentar un resumen y las conclusiones principales del trabajo. En el anexo se entrega información relacionada a las fuentes y definiciones de las series originales de datos y de sus componentes cíclicos.

II. ASPECTOS TEÓRICOS Y CONCEPTUALES

La literatura de las fluctuaciones económicas ha conocido en los últimos años un intenso debate, tanto en lo que hace referencia al origen de las mismas, como a su naturaleza permanente o transitoria, sobre todo des-

¹ Véanse entre otros, los trabajos de Esteve *et al.* (1999) y Fiorito (1997).

de la aparición del enfoque de los “*hechos estilizados*” propuesto por Kydland y Prescott (1990). Desde el punto de vista teórico, este enfoque está inspirado en la definición teórica de los ciclos económicos propuesta por Lucas (1977), donde se definen los componentes cíclicos de las variables macroeconómicas como las desviaciones de la tendencia estocástica correspondiente al componente del estado estacionario. Desde el punto de vista estadístico, Kydland y Prescott (1982) proponen la aplicación del filtro de Hodrick y Prescott (1980) para separar los componentes no observables de ciclo y de crecimiento de una serie temporal económica. Sin embargo, a partir del desarrollo de técnicas cuantitativas cada vez más avanzadas, surgieron y se han aplicado en la investigación económica, metodologías alternativas.²

Una vez estimado el componente cíclico de las variables fiscales, en la literatura económica se suelen calcular tres tipos de indicadores con la finalidad de realizar una caracterización del mismo: i) medidas de volatilidad absoluta de cada variable fiscal y de volatilidad relativa respecto del PIB, que sirven como aproximaciones a la amplitud de las fluctuaciones; ii) estadísticos que miden el grado de persistencia de las innovaciones o choques sobre las variables fiscales macroeconómicas y; iii) correlaciones cruzadas entre el componente cíclico de cada variable y el del PIB que se utilizan como indicadores de los comovimientos de las variables fiscales y el comportamiento cíclico del producto.

Debido a que estos tres tipos de indicadores constituyen, en este trabajo, el núcleo del análisis del comportamiento cíclico de la política fiscal, a continuación se describen sus implicancias en materia económica.

i) Volatilidad

Desde el punto de vista teórico, la volatilidad excesiva de las variables macroeconómicas fiscales no resulta recomendable por múltiples razones. Por un lado, en una economía con saldos presupuestarios muy volátiles la probabilidad de que el gobierno tenga dificultades para pagar el servicio de la deuda pública seguramente será fuertemente afectada. Por otro lado, los ingresos públicos altamente volátiles pueden tener origen en la excesiva variabilidad de las bases impositivas, o tal vez en cambios frecuentes en las tasas impositivas, siendo, estos últimos, instrumentos discrecionales y que generan un ambiente de incertidumbre respecto de la obtención de financiamiento para los programas de gastos públicos.

² Un estudio profundo al respecto puede encontrarse en Badagían (2003).

Por su parte, la excesiva volatilidad en los gastos públicos se encuentra asociada posiblemente a pérdidas de eficiencia, que pueden aparecer en el caso de que los distintos programas de inversión pública o gastos en capital, sean cambiados a menudo debido a variaciones de las prioridades políticas y/o por choques de carácter transitorio, más que por consideraciones de eficiencia a largo plazo.

ii) Persistencia

En la teoría económica se define la persistencia como los efectos continuados de un choque por un largo período. Así, la cuestión de interés económico se centra en determinar la memoria o inercia respecto de valores rezagados de las variables fiscales macroeconómicas.

En cualquier economía, los choques se producen todo el tiempo. En estas circunstancias, es importante saber si sus efectos serán persistentes o sólo durarán un período corto. En general, el análisis de la persistencia de los choques que afectan a una variable es importante para definir el tipo de políticas públicas para enfrentarlos.

En el caso de series con persistencia baja, las políticas específicas que convendría diseñar son aquellas de carácter asistencial, que de forma transitoria ayuden a paliar los efectos de la ocurrencia de un choque, pero que no tengan efectos específicos sobre la evolución de las variables afectadas. Por el contrario, si los choques regulares tienen efectos persistentes, los mecanismos institucionales vigentes serían incapaces de hacer que la variable retorne rápidamente a su valor "normal". En este último caso, dado que los choques son persistentes, las políticas contracíclicas serán efectivas aun cuando se implementen con algún período de retraso, puesto que luego de la ocurrencia de un choque, el valor que ostente la variable al momento de la implementación no será muy diferente del que desencadenó la ejecución de la política.³

iii) Comovimientos cíclicos de las variables fiscales

Puesto que las políticas fiscales pueden afectar o reflejar los ciclos económicos, resulta interesante tratar de responder a dos cuestiones básicas: i) cómo las variables fiscales responden al ciclo económico, y ii) cómo las variables fiscales de carácter discrecional afectan al ciclo económico. Así,

³ Esto se afirma en el trabajo de Panigo *et al* (1990).

analizando el comovimiento en el pasado, presente y futuro entre los componentes cíclicos de las series temporales fiscales y del PIB real, es posible determinar la prociclicidad, contraciclicidad o aciclicidad de las variables fiscales, así como su cambio de fase, es decir el rezago o adelanto a los movimientos del ciclo de referencia.

Desde un punto de vista económico,⁴ los comovimientos de los componentes del presupuesto con el ciclo económico pueden reflejar los siguientes aspectos:

- Por el lado de los ingresos públicos, si los mismos son procíclicos y actúan con retraso respecto del ciclo económico podrían estar reflejando una política fiscal que hace uso de los *estabilizadores automáticos*, mientras que si son contracíclicos y se adelantan al ciclo económico podrían estar manifestando una política fiscal que “distorsiona” la actividad económica y que podría llegar a producir una recesión.
- Por el lado de los gastos públicos, si los mismos son procíclicos y se adelantan al ciclo económico podrían estar reflejando una política fiscal de carácter discrecional, mientras que si son contracíclicos podría ocurrir que terminen provocando un efecto de expulsión de la actividad privada (si se adelantaran al ciclo) o que actúen como *estabilizadores automáticos* (si se retrasaran respecto del ciclo).

El comportamiento cíclico de la política fiscal en los países latinoamericanos fue estudiado entre otros por Gavin, Hausmann, Perotti y Talvi (1996), Gavin y Perotti (1997), Lane y Tornell (1998) y Talvi y Vegh (2000). Estos encuentran que las variables fiscales han tenido un comportamiento procíclico, que contrasta tanto con los postulados teóricos, como con el manejo cíclico de la política fiscal en los países pertenecientes al G-7.

Por otro lado, autores como Agénor, McDermott y Prasad (2000), encuentran que en países en desarrollo –incluidos países de América latina–, los gastos del gobierno son contracíclicos, los ingresos de gobierno son acíclicos en algunos países y significativamente contracíclicos en otros; lo que, para los autores, es un fenómeno difícil de explicar.⁵

⁴ Los aspectos estadísticos o metodológicos relacionados al cálculo de las características cíclicas, al igual que los referentes a la extracción del componente cíclico de las variables, serán expuestos con mayor detalle en la sección de lineamientos metodológicos.

⁵ Los países latinoamericanos estudiados fueron México, Colombia, Chile y Uruguay.

En algunos estudios realizados para países analizados individualmente, las conclusiones parecen ser diferentes a las obtenidas por Agénor, McDermott y Prasad (2000). A su vez, Mailhos y Sosa (1999) encuentran que la política fiscal uruguaya ha sido fuertemente procíclica entre 1955 y 1998, tanto por el lado del gasto público como de los ingresos.⁶ Los autores afirman que el manejo cíclico de la política fiscal impuso costos innecesarios sobre la economía, debido a sus efectos negativos sobre el bienestar.

Resultados similares a los obtenidos para Uruguay, fueron encontrados por Vázquez y Mesías (2001) para el caso peruano. Estos autores muestran que durante los últimos treinta años la política fiscal se ha comportado procíclicamente, y en este sentido, la política fiscal no ha cumplido un rol estabilizador del producto, sino que pudo haber acentuado las fluctuaciones.

III. LINEAMIENTOS METODOLÓGICOS

El estudio de la evolución de la política fiscal es abordado a través de la caracterización de los componentes cíclicos de las variables fiscales de las cuatro economías del MERCOSUR. Como fue expuesto anteriormente, dicha caracterización brinda información relevante para el diseño de la política económica. La volatilidad, persistencia y el tipo de comovimientos cíclicos que mantienen estas variables con el ciclo macroeconómico de referencia, resultan de interés en este sentido.

Para la estimación del componente cíclico se emplean dos metodologías, procurando arrojar luz sobre la sensibilidad de los resultados empíricos al procedimiento utilizado, es decir, buscando los hallazgos que permanecen “robustos” o invariantes al mismo. Asimismo, con el mismo interés, se utilizan dos metodologías para la caracterización de las estimaciones cíclicas alternativas.

III.1 Metodologías para la extracción del componente cíclico

Existe consenso entre los estudiosos del tema, acerca de la idea de la sensibilidad de las estimaciones del componente cíclico de una serie de

⁶ Debido a que los ingresos fiscales dependen no sólo de la tasa de impuestos sino también de la base imponible, Mailhos y Sosa (1999) realizan estudios sobre tres tipos de tasas de impuestos: el impuesto inflación, las tarifas públicas y las principales tasas de impuestos del Gobierno Central (IVA, IRIC e IMESI).

tiempo a las metodologías de extracción de señales que se emplee (Cano-va, 1993). Por esta razón, estimar el componente cíclico de una variable implica adoptar una decisión respecto de la elección del procedimiento de descomposición de la serie original entre el amplio abanico de posibilidades existentes (Badagián, 2003).

Considerando estos aspectos recurrentemente aludidos por la literatura, en este trabajo se emplean dos procedimientos metodológicos con características muy disímiles para la extracción del componente cíclico: por un lado, el filtro Hodrick–Prescott (1980) aplicado al componente de tendencia–ciclo y, por otro, el método que se basa en los modelos estructurales de componentes inobservables desarrollados por Harvey (1992). A continuación, se presenta un breve resumen de ambos procedimientos.

III.1.1 El filtro Hodrick-Prescott

El filtro de Hodrick-Prescott (1980) es el procedimiento más empleado en los últimos tiempos para extraer la tendencia de las series de tiempo macroeconómicas (Kydland y Prescott (1990), Kamil y Lorenzo (1998)). Parte de la idea de que la serie observada $\{y_t\}_{t=1}^T$ está conformada por un componente de tendencia y un componente cíclico, con lo que el problema será filtrar la tendencia de los datos, de modo de interpretar las desviaciones respecto de dicha tendencia como el componente cíclico.⁷

Se basa en la idea de que la tendencia de la serie es estocástica y tiene un perfil suave a lo largo de tiempo, y asume que el componente cíclico se encuentra incorrelacionado con la tendencia. El filtro Hodrick-Prescott calcula una tendencia como la que resultaría del “trazo libre” de un investigador que busca delinear la trayectoria suave de la serie analizada. Dicha señal se estima a través del siguiente problema de minimización⁸:

$$\arg \min_{\{\tau_t\}_{t=1}^T} \sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2$$

sujeto a

$$\sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2 \leq \mu$$

⁷ Es por esta razón que el filtro Hodrick–Prescott debe aplicarse sobre los datos ajustados de estacionalidad y/o sobre la señal de tendencia-ciclo.

⁸ En Kydland y Prescott (1990) y en King y Rebelo (1993) se formula un problema de minimización equivalente.

Dado un cierto valor de μ , la resolución de este problema equivale al hallazgo del componente de tendencia en cada período (τ_t) que minimiza la siguiente función sin restricciones:

$$\arg \min_{\tau_t} \left[\sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2 \right]$$

El primer término es la suma de cuadrados de los residuos de la serie respecto de la tendencia y representa una medida de bondad de ajuste. El segundo término representa la suma de cuadrados de la segunda diferencia del componente de tendencia multiplicado por λ y es un indicador del grado de suavidad. El parámetro λ es el que regula la suavidad del componente de tendencia. Cuanto mayor es el valor de λ mayor es también la penalización impuesta a las variaciones en la tasa de crecimiento del componente tendencial, obteniéndose una señal más suave. Sin embargo, si la tendencia es más suave, peor resulta el ajuste de τ_t a y_t , con lo que el problema de minimización planteado establece un *trade-off* entre la bondad de ajuste y el grado de suavizado.

- a) Si $\lambda = 0$, el primer término debe ser cero para minimizar la función objetivo y para ello τ_t e y_t deben ser idénticas. La bondad de ajuste es perfecta y el componente cíclico es cero.
- b) Si $\lambda = \infty$, el segundo término debe ser cero para minimizar la función objetivo. Entonces τ_t será una tendencia lineal. De esta forma, la función de transferencia del filtro Hodrick- Prescott es igual a 1 cuando $\lambda = \infty$ para todas las frecuencias distintas de cero, y es cero para la frecuencia cero. Esto lleva a concluir que cuando $\lambda = \infty$ el filtro tiene la propiedad de reducir la tendencia o remover una raíz unitaria de un proceso I(1).

Una vez estimado el componente de tendencia τ_t , el componente cíclico c_t se aproxima sencillamente mediante la diferencia $y_t - \tau_t$.

III.1.2 Modelos Estructurales con Componentes Inobservables

Los métodos basados en modelos estadísticos incorporan explícitamente información sobre las propiedades estocásticas de los datos de la serie en estudio y sus componentes inobservables y a partir de la misma se realiza la extracción de señales. Así, se formula un modelo para cada uno de los componentes inobservables de una serie de tiempo y se estima mediante el procedimiento de máxima verosimilitud.

El modelo estructural más general, que incorpora al componente de tendencia junto al irregular se denomina de *tendencia lineal local*. La

tendencia tiene pendiente estocástica, y de esta forma la tasa de crecimiento de la serie puede cambiar a lo largo del tiempo. La representación de un proceso como el planteado es

$$\begin{aligned}y_t &= \mathbf{m}_t + \mathbf{e}_t \\ \mathbf{m}_t &= \mathbf{m}_{t-1} + \mathbf{b}_{t-1} + \mathbf{h}_t \\ \mathbf{b}_t &= \mathbf{b}_{t-1} + \mathbf{x}_t, \quad t = 1, \dots, T.\end{aligned}$$

donde $\mathbf{e}_t \sim NID(0, \mathbf{s}_e^2)$, $\mathbf{h}_t \sim NID(0, \mathbf{s}_h^2)$ y $\mathbf{x}_t \sim NID(0, \mathbf{s}_x^2)$ están incorrelacionados entre sí.

Algunos casos particulares de este modelo son:

- si $\mathbf{b}_T = 0$ y \mathbf{s}_h^2 y \mathbf{s}_x^2 son cero, el nivel es constante. Si además, la serie tiene media nula.
- si $\sigma_\xi^2 = 0$, la serie tiene tendencia cuya tasa de crecimiento es constante a lo largo del tiempo.
- si $\sigma_\xi^2 = 0$ y $\mathbf{b}_T = 0$, la serie no tiene tendencia.
- si $\mathbf{s}_h^2 = 0$ y $\sigma_\xi^2 \neq 0$, la pendiente de la tendencia es aleatoria, pero sus cambios se dan «suavemente» ya que es representada por un camino aleatorio integrado. Este caso especial se denomina *modelo de tendencia suave*.

Los modelos planteados hasta ahora, representan el comportamiento dinámico de series temporales, sin estacionalidad ni ciclos.

Un modelo estructural que añade el comportamiento estacional puede representarse como:

$$\begin{aligned}y_t &= \mu_t + \gamma_t + \varepsilon_t \\ \mu_t &= \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \\ \beta_t &= \beta_{t-1} + \xi_t, \quad t = 1, \dots, T\end{aligned}$$

siendo \mathbf{g}_t el componente estacional que al igual que los otros componentes puede variar a lo largo del tiempo. Dicho modelo se denomina *modelo estructural básico* y las varianzas de las perturbaciones de los diferentes componentes del modelo se denominan *hiperparámetros*.

La estacionalidad puede modelizarse a través de variables ficticias o con funciones trigonométricas. La modelización a través de variables ficticias implica que:

$$\sum_{j=0}^{s-1} \gamma_{t-j} = \omega_t$$

donde w_t es ruido blanco con varianza σ_w^2 , incorrelacionado con el resto de las perturbaciones del modelo y s es la frecuencia de estacionalidad ($s = 4$ para series trimestrales).

Un componente estacional debería tener la propiedad de que el promedio de observaciones sea igual a cero. En este caso su esperanza es cero, de forma que la estacionalidad no tiene por qué ser igual año tras año.

Otra forma para modelizar la estacionalidad es a través de funciones periódicas. La estacionalidad trigonométrica se conceptualiza como:

$$\gamma_t = \sum_{j=1}^{s/2} \gamma_{j,t}$$

donde

$$\begin{aligned} \gamma_{j,t} &= \gamma_{j,t-1} \cos \lambda_j + \gamma_{j,t-1}^* \operatorname{sen} \lambda_j + \omega_{j,t} \\ \gamma_{j,t}^* &= -\gamma_{j,t-1} \operatorname{sen} \lambda_j + \gamma_{j,t-1} \cos \lambda_j + \omega_{j,t}^* \end{aligned}$$

con $w_{j,t}$ y $w_{j,t}^*$ ruidos blancos no correlacionados entre sí, ni con ninguna de las otras perturbaciones del modelo, con varianza común σ_j^2 , s es la frecuencia de estacionalidad y los λ_j , $j = 1, \dots, [s/2]$ son las frecuencias armónicas, $l_j = 2\pi j/s$.

El modelo de tendencia suave no permite distinguir entre los movimientos de corto y largo plazo. Con el fin de incorporar el componente cíclico en los modelos existen dos alternativas. Una consiste en emplear un proceso autorregresivo estacionario para modelizar los movimientos de corto plazo. La otra se apoya en la utilización de funciones periódicas, de la siguiente forma:

$$y_t = \mu_t + \gamma_t + \psi_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T.$$

$$\begin{bmatrix} \mathbf{y}_t \\ \mathbf{y}_t^* \end{bmatrix} = \mathbf{r} \begin{bmatrix} \cos l_c & \operatorname{sen} l_c \\ -\operatorname{sen} l_c & \cos l_c \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{y}_{t-1} \\ \mathbf{y}_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{k}_t \\ \mathbf{k}_t^* \end{bmatrix}, \quad t = 1, \dots, T,$$

donde l_c es la frecuencia en radianes y \mathbf{k}_t y \mathbf{k}_t^* son ruidos blancos independientes entre sí, cuya media es cero y su varianza es común e igual a σk^2 . El factor r se conoce como amortiguador (*damping factor*), y puede demostrarse que para $0 \leq r \leq 1$ el proceso y_t es estacionario con media igual a cero, varianza $\sigma_\psi^2 = \sigma_k^2 / (1 - \rho^2)$ y función de autocorrelación $\rho(\tau) = \rho^\tau \cos \lambda_c \tau$, $\tau = 0, 1, 2, \dots$ ⁹.

⁹ Se parte de las condiciones iniciales de que el vector (ψ_0, ψ_0^*) tiene media cero y matriz de covarianzas $\sigma_\psi^2 \mathbf{I}$.

Cuando $\rho \rightarrow 0$ y $I_c \rightarrow 0$ la serie presenta una tendencia lineal. Cuando I_c es 0 ó π , el ciclo se convierte en un proceso autorregresivo de primer orden (Harvey, 1992).

Con la finalidad de obtener un ciclo más suavizado, pueden definirse ciclos de orden mayor que 1. Harvey y Carvalho (2002) consideran un ciclo estocástico de segundo orden:

$$\begin{bmatrix} \Psi_t \\ \Psi_t^* \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} \cos \lambda_c & \text{sen } \lambda_c \\ -\text{sen } \lambda_c & \cos \lambda_c \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Psi_{t-1} \\ \Psi_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Psi_{\beta,t-1} \\ \Psi_{\beta,t-1}^* \end{bmatrix},$$

$$\begin{bmatrix} \Psi_{\beta,t} \\ \Psi_{\beta,t}^* \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} \cos \lambda_c & \text{sen } \lambda_c \\ -\text{sen } \lambda_c & \cos \lambda_c \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Psi_{\beta,t-1} \\ \Psi_{\beta,t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \kappa_t \\ \kappa_t^* \end{bmatrix}$$

donde κ_t y κ_t^* son los términos definidos anteriormente para el ciclo de primer orden, y ρ y λ_c satisfacen las mismas condiciones.

Harvey y Trimbur (2003) definen el ciclo estocástico de orden n , como:

$$\begin{bmatrix} \Psi_{1,t} \\ \Psi_{1,t}^* \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} \cos \lambda_c & \text{sen } \lambda_c \\ -\text{sen } \lambda_c & \cos \lambda_c \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Psi_{1,t-1} \\ \Psi_{1,t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \kappa_t \\ 0 \end{bmatrix},$$

$$\begin{bmatrix} \Psi_{i,t} \\ \Psi_{i,t}^* \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} \cos \lambda_c & \text{sen } \lambda_c \\ -\text{sen } \lambda_c & \cos \lambda_c \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Psi_{i,t-1} \\ \Psi_{i,t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Psi_{i-1,t} \\ 0 \end{bmatrix}, \quad i = 2, \dots, n$$

La estimación de los modelos de componentes inobservables se realiza con el programa informático STAMP y se basa en la formulación de espacio de estado que permite obtener estimaciones máximo verosímiles de los componentes a través del filtro de Kalman. Éste es un proceso iterativo de estimación, suavizado y predicción. La función de verosimilitud es construida a partir de los errores de predicción a un paso producidos por el filtro de Kalman bajo el supuesto de que las perturbaciones del modelo se distribuyen normal.

III.2 Metodología para el estudio del comovimiento con el ciclo de referencia

El análisis del comovimiento cíclico de las variables fiscales con el ciclo de referencia se realiza a través de dos aproximaciones metodológicas. Al igual que con la aplicación de más de un procedimiento de extracción de señales, se considera que la caracterización de las fluctuaciones cíclicas de

las variables fiscales puede ser sensible al método de análisis. Por ello, se emplean las metodologías de las correlaciones (Talvi y Vegh, 2000) y de los modelos de regresión (Philip Lane, 2002) que se presentan en los siguientes párrafos.

III.2.1 La metodología de las correlaciones

La metodología de las correlaciones se basa en la descripción de las regularidades de las fluctuaciones cíclicas de las variables. Las mismas se miden a través de la desviación estándar, de la estructura de autocorrelaciones y correlaciones cruzadas con el ciclo de referencia o ciclo general.

La desviación estándar se emplea como aproximación a la volatilidad del ciclo, la autocorrelación de primer orden, como medida de persistencia o grado de inercia de las fluctuaciones cíclicas y las correlaciones cruzadas con el ciclo de referencia como indicador del tipo de comovimiento del mismo y el ciclo de cada serie estudiada. La correlación contemporánea indica si la variable es procíclica (si el coeficiente es positivo), contracíclica (si es negativo) o acíclica (si no es significativamente diferente de cero). Por su parte, la correlación máxima indica el cambio de fase respecto del ciclo de referencia: se dice que el ciclo de una variable lidera, sincroniza o rezaga el ciclo de referencia si el coeficiente $r^{(j)}$ alcanza un máximo en valor absoluto para $j < 0$, $j = 0$, ó $j > 0$, respectivamente, donde j representa el orden de la correlación. En la sección II, fueron descriptas las implicancias en materia económica que tienen estos diferentes indicadores.

En general, se considera como ciclo de referencia al componente cíclico del Producto Bruto Interno, porque es la variable que resume de forma más agregada la actividad macroeconómica en su conjunto. Así, si las variables fiscales reaccionan adelantadas al ciclo del PBI, se podría pensar en una política fiscal discrecional, mientras que si lo rezagan se hablaría de *estabilizadores automáticos*.

III.2.2 La metodología de las regresiones lineales

Para determinar la robustez de los resultados al método, también se estiman los comovimientos mediante una metodología basada en regresiones lineales, de la forma presentada en el trabajo de Lane (2002). Se estima país por país un conjunto de regresiones de la siguiente forma:¹⁰

$$d(\log(X_{it})) = \alpha_i + \beta_{Xi} * d(\log(Y_{it})) + \varepsilon_{it}$$

¹⁰ El trabajo de Lane (2002) se orienta al análisis de los países de la OCDE.

El coeficiente \hat{a}_{xi} es el indicador del tipo de relación cíclica en la categoría “i” del Gasto o Ingreso Público; mide la elasticidad de la variable fiscal respecto del crecimiento del producto. Un valor positivo de \hat{a}_{xi} implica un comportamiento procíclico de la variable i ; un valor superior a la unidad implica una respuesta más que proporcional de la variable en cuestión, respecto de las variaciones del producto. La ecuación se estima mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios, corrigiendo por autocorrelación de primer orden en el término de error.

IV. LA EVIDENCIA EMPÍRICA

A continuación se analiza el comportamiento cíclico de las series fiscales de las cuatro economías del MERCOSUR del período 1987-2001. El análisis se realiza a la vez con datos trimestrales y anuales. Sin embargo, los resultados del estudio con datos anuales se muestran en el anexo, no presentándose explícitamente un análisis de los mismos dentro del texto; salvo que se presenten disparidades muy marcadas respecto de los resultados alcanzados con los datos trimestrales que ameriten ser señaladas.

Las variables fiscales consideradas son las provenientes de las cuentas del Gobierno Central de cada país, y siguen una definición de base caja, tal como lo establece el *Manual de Estadísticas de Finanzas Públicas del Fondo Monetario Internacional (2001)*.¹¹ Para caracterizar el comportamiento cíclico de las variables fiscales de cada país, el análisis empírico estará separado en dos secciones. Primeramente se presentan estimaciones de la volatilidad y persistencia de las series fiscales de cada país, consideradas individualmente. Se sigue con el análisis de los comovimientos cíclicos de las series con respecto al PIB.

IV.1 Características cíclicas individuales de cada variable

En esta sección se analizan la volatilidad y la persistencia de los componentes cíclicos de las variables de gasto e ingreso públicos con el PIB de cada una de las economías.

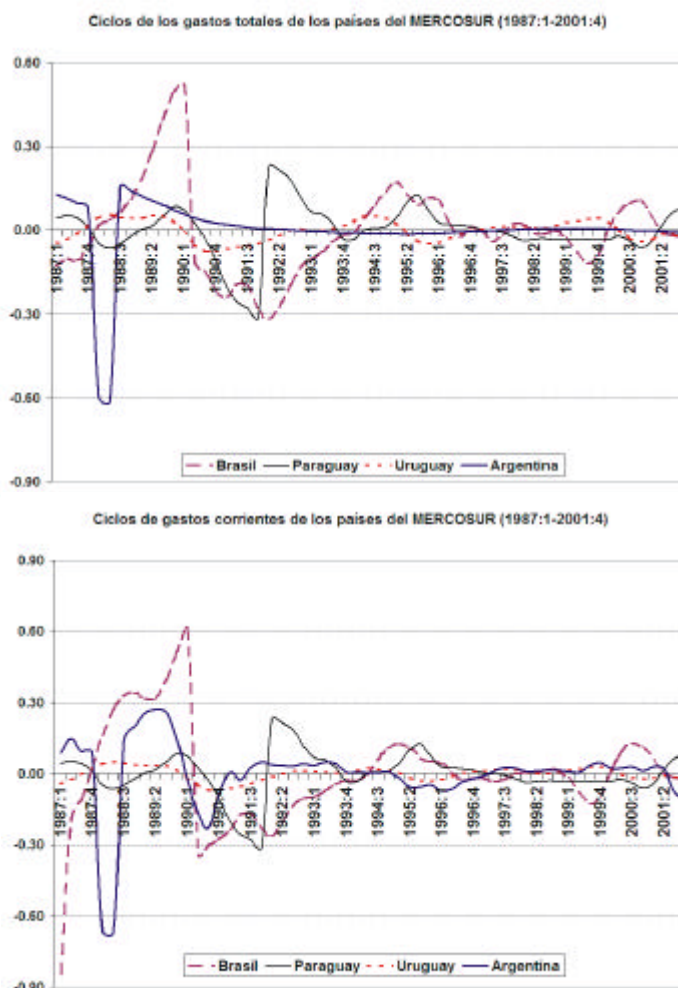
Volatilidad y persistencia de los gastos públicos

El Gráfico 1 presenta la evolución del componente cíclico de los distintos gastos fiscales para cada una de las economías del MERCOSUR,

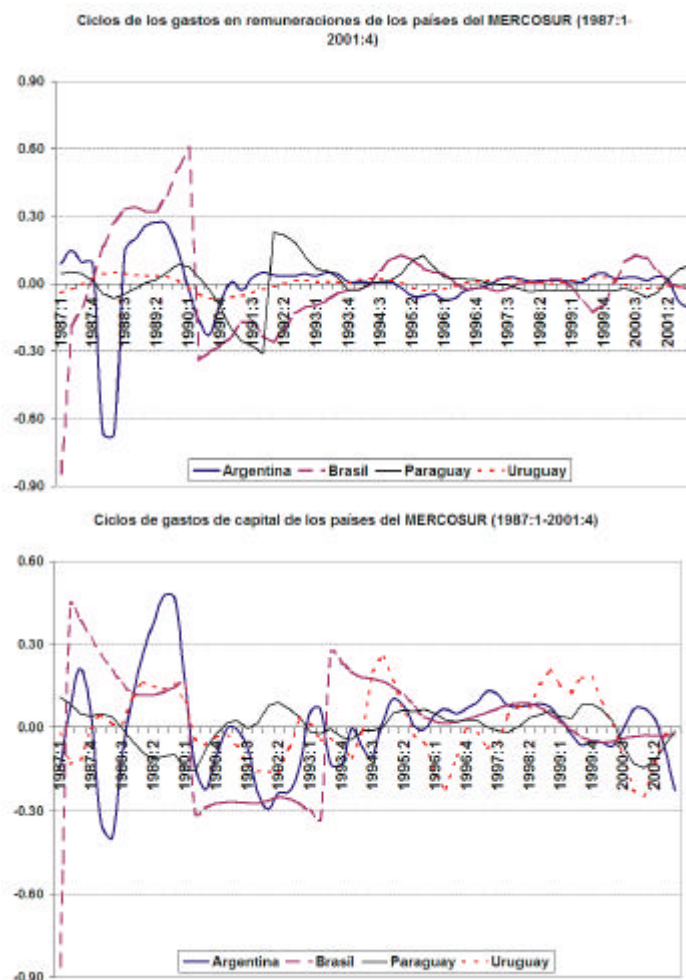
¹¹ Una explicación detallada de las características de los datos utilizados y sus fuentes se detalla en el anexo. Información adicional puede solicitarse en: jcresta@cadep.org.py.

extraído mediante el filtro HP.¹² A partir de la información recogida en este gráfico es posible identificar las fases de expansión y de contracción en los gastos públicos que han experimentado los cuatro países.

Gráfico 1
Componentes cíclicos de los gastos fiscales



¹² No se muestran los gráficos correspondientes a la metodología de los modelos estructurales, debido a que no pudieron extraerse los componentes cíclicos para todas las series analizadas. No obstante, la evolución que muestran éstos es muy similar a los ciclos del filtro HP; y además una comparación más aguda se presenta en las tablas de resultados de volatilidad, persistencia y comovimientos.



Como puede verse, los distintos componentes de los gastos públicos han tenido un comportamiento muy similar entre sí en las cuatro economías. Cada uno de los países experimentó episodios de expansión y de contracción de los gastos públicos, casi en la misma época de tiempo. Además, claramente la amplitud de las fluctuaciones cíclicas se redujo y los ciclos de los gastos fiscales se tornaron más parecidos y cercanos entre países; a partir de mediados de los años noventa, un hecho coincidente con el inicio de las relaciones comerciales en el marco del acuerdo del MERCOSUR.

Los resultados de volatilidad y persistencia de las series de gastos fiscales entregan una descripción más sintética de las características de los ciclos de cada variable fiscal en los distintos países, respecto de la que se puede obtener tan sólo observando los gráficos.

Tabla 1
Características cíclicas de los ingresos fiscales (Volatilidad y Persistencia)
Datos trimestrales (1987-2001)

Variable/País	Filtro HP						Modelos Estructurales					
	Volatilidad			Persistencia			Volatilidad			Persistencia		
	ee	Max	Min	1 orden	Nivel	LB(24)	ee	Max	Min	1 orden	Nivel	LB(24)
GASTOS TOTALES												
Argentina	12.12	15.81	-61.10	0.38	Baja	34.56	18.39	51.95	-56.72	0.70	Alta	223.23
Brasil	16.23	51.68	-31.69	0.82	Alta	267.92	16.17	39.52	-32.63	0.87	Alta	408.50
Paraguay	9.60	22.88	-31.39	0.66	Alta	151.71	9.53	20.82	-28.94	0.75	Alta	178.76
Uruguay	3.65	5.54	-7.61	0.89	Alta	365.99	6.19	11.82	-12.16	0.91	Alta	302.61
GASTOS CORRIENTES												
Argentina	15.24	27.21	-66.79	0.50	Alta	77.54	18.28	51.49	-55.89	0.72	Alta	243.22
Brasil	21.82	60.34	-84.28	0.61	Alta	148.31	24.31	63.54	-69.04	0.52	Alta	112.41
Paraguay	9.60	22.88	-31.39	0.66	Alta	151.71	8.87	20.06	-24.41	0.78	Alta	249.48
Uruguay	2.80	5.15	-6.83	0.88	Alta	291.36	5.97	12.80	-12.18	0.89	Alta	275.63
REMUNERACIONES												
Argentina	9.61	22.50	-28.11	0.61	Alta	105.12	13.25	33.79	-33.88	0.72	Alta	394.86
Brasil	13.58	39.85	-30.59	0.82	Alta	273.17	16.24	20.99	-41.52	0.96	Alta	494.46
Paraguay	7.06	18.98	-20.74	0.57	Alta	83.30	8.74	15.85	-18.34	0.69	Alta	144.76
Uruguay	4.26	8.59	-10.64	0.87	Alta	229.47	4.32	10.30	-11.92	0.85	Alta	200.01
GASTOS DE CAPITAL												
Argentina	16.70	47.27	-39.93	0.71	Alta	102.50	8.67	16.10	-15.58	0.68	Alta	697.25
Brasil	21.84	44.24	-86.06	0.46	Baja	110.29	47.17	53.08	-97.18	0.97	Alta	638.75
Paraguay	6.65	10.98	-15.70	0.85	Alta	234.49	26.56	54.02	-65.64	0.74	Alta	201.67
Uruguay	12.00	25.45	-24.57	0.81	Alta	248.50	15.37	21.21	-30.22	0.94	Alta	518.29
PIB Real												
Argentina	4.02	7.06	-8.66	0.91	Alta	430.16	4.79	10.71	-11.49	0.86	Alta	358.26
Brasil	1.70	4.83	-4.75	0.71	Alta	156.60	2.24	5.75	-7.22	0.29	Baja	128.90
Paraguay	1.01	2.32	-1.50	0.91	Alta	288.66	6.52	13.21	-17.95	0.20	Baja	237.75
Uruguay	1.69	4.08	-4.37	0.84	Alta	190.26	1.75	2.94	-3.84	0.87	Alta	438.29

Notas: La volatilidad absoluta de las series se determinan mediante el error estándar en %, y los valores máximos y mínimos alcanzados por el componente cíclico. La persistencia es analizada observando el coeficiente de autocorrelación muestral de primer orden de cada variable. El estadístico LB (Ljung-Box) es calculado para contrastar la significancia estadística de los coeficientes de autocorrelación considerados conjuntamente, el valor entre paréntesis representa el número de rezagos utilizados para calcularlo. Un coeficiente de autocorrelación menor a 0.5 representa una baja persistencia, mientras que valores iguales o mayores a 0.5 implican una alta persistencia. Las series fueron previamente transformadas a logaritmos naturales.

En la Tabla 1 se presentan las estimaciones de los estadísticos de volatilidad y persistencia, correspondientes a las dos metodologías de extracción del componente cíclico de las series. El comportamiento de los gastos fiscales, es sumamente volátil y, en general, presenta una elevada persistencia en las cuatro economías del MERCOSUR. No se evidencia un marcado contraste en los resultados obtenidos por ambos métodos empleados para extraer los componentes cíclicos.

Tal como puede esperarse, a la luz de los resultados obtenidos en estudios previos sobre el tema, la volatilidad se incrementa a medida que se desagrega el gasto público. Los gastos de capital son los componentes más volátiles, puesto que éstos están relacionados a la inversión pública, la que a su vez, según Gavin y Perotti (1997), está muy ligada a la capacidad de endeudamiento de los países en desarrollo, al grado de modernización de los mercados financieros y al tamaño del déficit fiscal. Otro aspecto importante es el hecho de que las dos economías más importantes en términos de tamaño dentro del MERCOSUR: Argentina y Brasil, son las que presentan mayor volatilidad de los gastos públicos.

La elevada persistencia de los gastos corrientes puede ser explicada por el hecho de que su componente más importante, los gastos en remuneraciones son los más frecuentes y menos flexibles a alteraciones comparados con las demás categorías de gastos, puesto que en general descansan sobre una legislación muy rígida y sobre presiones sindicales o gremiales (Lane, 2002). Por su parte, la alta persistencia de los gastos de capital puede explicarse por los mismos motivos expuestos por Gavin y Perotti (1997), y que fueron citados en el párrafo anterior.

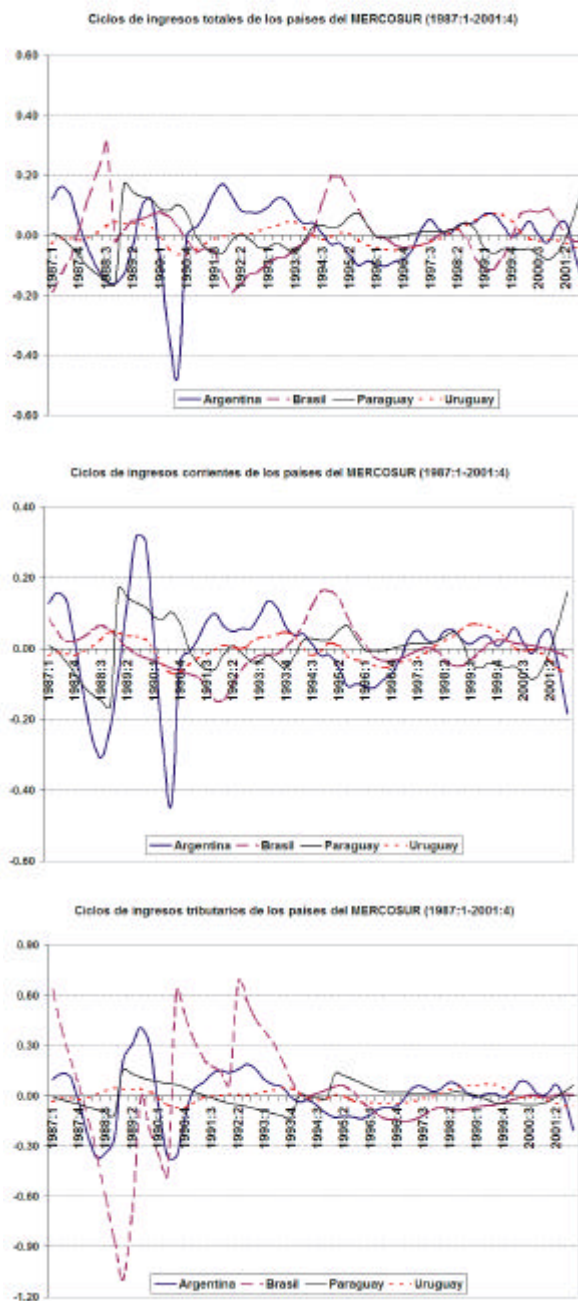
Volatilidad y persistencia de los ingresos públicos

Dada la estrecha relación que tienen los ingresos fiscales con el nivel de actividad económica, debido a que éste determina la base tributaria, no resulta fácil realizar un análisis completo de las características cíclicas de aquellos.

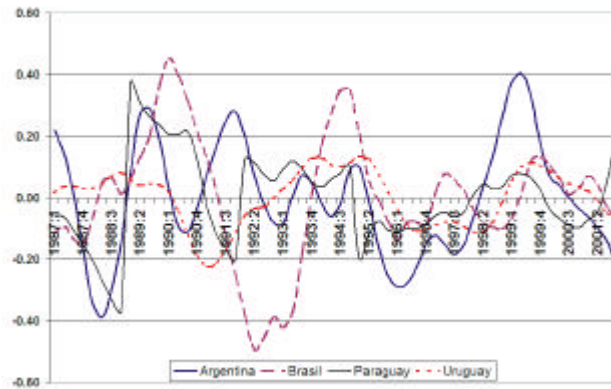
El comportamiento de los componentes cíclicos de los ingresos fiscales, extraídos mediante el filtro HP, se muestran en el Gráfico 2.

Al igual que los gastos públicos, los distintos componentes de los ingresos públicos se han comportado de manera similar en las cuatro economías, en el sentido de que también experimentaron episodios de expansión y de contracción en los mismos años. Sin embargo, los resultados difieren debido a que la amplitud de las fluctuaciones cíclicas de los ingresos públicos es muy superior a la de los gastos públicos, y parece no reducirse durante la segunda mitad de los noventa. Este hecho no debe llamar mucho la atención, puesto que las economías del MERCOSUR difieren en cuanto a la estructura del sistema tributario imperante, así como en términos de la importancia relativa de cada categoría de ingresos públicos como fuente de financiamiento del presupuesto fiscal. En otras palabras, lo que resulta muy importante para una economía en materia de ingresos fiscales, puede no serlo para las otras.

Gráfico 2
Componente cíclico de los ingresos fiscales



Ciclos de ingresos no tributarios de los países del MERCOSUR (1987:1-2001:4)



Ciclos de ingresos de capital de los países del MERCOSUR (1987:1-2001:4)

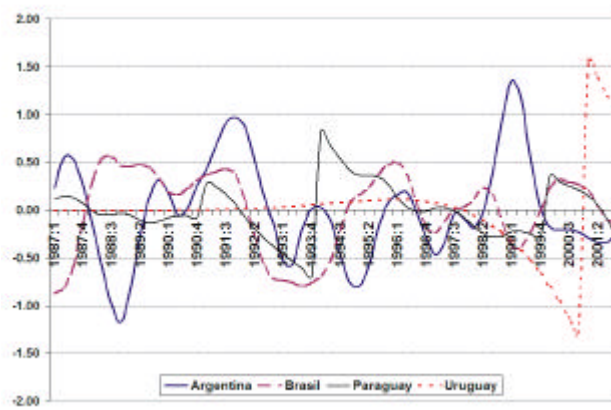


Tabla 2
Características cíclicas de los ingresos fiscales (Volatilidad y Persistencia)
Datos trimestrales (1987-2001)

Variable/País	Filtro HP						Modelos Estructurales					
	Volatilidad			Persistencia			Volatilidad			Persistencia		
	ee	Max	Min	¹ orden	Nivel	LB(24)	ee	Max	Min	¹ orden	Nivel	LB(24)
INGRESOS TOTALES												
Argentina	11.29	17.07	-46.73	0.67	Alta	156.81	17.50	48.33	-47.89	0.73	Alta	277.00
Brasil	9.85	31.07	-18.82	0.77	Alta	221.55	9.07	17.72	-14.35	0.90	Alta	543.99
Paraguay	6.99	17.02	-16.53	0.68	Alta	120.28	7.15	17.08	-15.99	0.59	Alta	78.97
Uruguay	3.45	7.46	-6.52	0.89	Alta	409.08	4.29	10.12	-8.32	0.80	Alta	314.53
INGRESOS CORRIENTES												
Argentina	12.85	31.62	-44.04	0.67	Alta	139.38	17.55	50.50	-49.10	0.73	Alta	244.66
Brasil	6.23	16.47	-14.55	0.92	Alta	450.20	10.08	31.34	-24.92	0.78	Alta	187.88
Paraguay	7.00	17.11	-16.62	0.67	Alta	117.76	7.13	17.19	-16.14	0.59	Alta	75.39
Uruguay	3.57	6.94	-6.71	0.88	Alta	410.90	5.16	9.09	-10.93	0.67	Alta	287.21
INGRESOS TRIBUTARIOS												
Argentina	15.76	40.62	-36.93	0.73	Alta	146.81	17.62	44.26	-51.33	0.65	Alta	188.19
Brasil	32.43	67.91	-109.62	0.74	Alta	165.74	20.60	162.31	-159.01	0.79	Alta	192.79
Paraguay	6.68	15.24	-13.36	0.75	Alta	255.05	7.38	12.96	-14.05	0.85	Alta	349.78
Uruguay	4.16	7.04	-6.73	0.76	Alta	344.16	5.06	9.58	-10.65	0.86	Alta	531.12
INGRESOS NO TRIBUTARIOS												
Argentina	18.38	40.30	-38.65	0.84	Alta	165.16	26.71	53.76	-51.22	0.85	Alta	196.50
Brasil	20.54	45.05	-49.13	0.91	Alta	399.86
Paraguay	14.80	37.14	-36.89	0.64	Alta	117.30	10.49	22.11	-23.34	0.78	Alta	186.31
Uruguay	30.08	13.49	-22.38	0.87	Alta	400.60	20.59	39.05	-39.53	0.69	Alta	706.79
INGRESOS DE CAPITAL												
Argentina	52.18	136.14	-117.60	0.85	Alta	174.93
Brasil	41.40	55.78	-87.31	0.88	Alta	234.00
Paraguay	28.85	81.57	-69.93	0.67	Alta	131.77	29.92	59.79	-64.73	0.87	Alta	320.90
Uruguay	46.04	156.34	-129.53	0.62	Alta	71.94	85.56	198.18	-205.31	0.74	Alta	294.46
PIB Real												
Argentina	4.02	7.06	-8.66	0.91	Alta	430.16	4.79	10.71	-11.49	0.86	Alta	358.26
Brasil	1.70	4.83	-4.75	0.71	Alta	156.60	2.24	5.75	-7.22	0.29	Baja	128.90
Paraguay	1.01	2.32	-1.50	0.91	Alta	288.66	6.52	13.21	-17.95	0.20	Baja	237.75
Uruguay	1.69	4.08	-4.37	0.84	Alta	190.26	1.75	2.94	-3.84	0.87	Alta	438.29

Notas: La volatilidad absoluta de las series se determinan mediante el error estándar en %, y los valores máximos y mínimos alcanzados por el componente cíclico. La persistencia es analizada observando el coeficiente de autocorrelación muestral de primer orden de cada variable. El estadístico LB (Ljung-Box) es calculado para contrastar la significancia estadística de los coeficientes de autocorrelación considerados conjuntamente, el valor entre paréntesis representa el número de rezagos utilizados para calcularlo. Un coeficiente de autocorrelación menor a 0.5 representa una baja persistencia, mientras que valores iguales o mayores a 0.5 implican una alta persistencia. Las series fueron previamente transformadas a logaritmos naturales.

En la Tabla 2, se presentan las estimaciones de volatilidad y persistencia de los ingresos fiscales. Los resultados permiten afirmar que los ingresos fiscales son muy volátiles y altamente persistentes en las cuatro economías del MERCOSUR.

Esto no es sorprendente considerando que los ingresos públicos tienen diversas fuentes de variabilidad. Del lado de los ingresos tributarios, estos son el resultado de aplicar una tasa impositiva sobre una base imponible que por lo general, sufre variaciones constantemente. Respecto de los ingresos no tributarios y de capital, según Fiorito (1997), la alta volatilidad y elevada persistencia refleja el hecho de que su recaudación es

menos frecuente y a intervalos más irregulares que los ingresos tributarios. A su vez, los cambios discrecionales en los ingresos fiscales son lentos (principalmente los ingresos tributarios), puesto que están asociados a un proceso político y legal de toma de decisiones. Por este motivo, en presencia de un choque sobre los ingresos fiscales, las medidas paliativas y de ajuste podrían demorarse, permitiendo que los efectos del choque persistan un cierto tiempo antes de diluirse, o tengan carácter permanente, dependiendo de las características del choque inicial.

IV.2 Comovimientos cíclicos de las series fiscales

En esta sección se analizan las correlaciones cíclicas cruzadas de las variables fiscales y el PBI del país respectivo. Estas brindan información sobre el comovimiento entre las primeras y el ciclo macroeconómico general de cada economía. La correlación contemporánea indica si la variable es procíclica (si el coeficiente es positivo), contracíclica (si es negativo) o acíclica (si no es estadísticamente distinto de cero). A su vez, la correlación máxima indica el cambio de fase respecto del ciclo de referencia: el ciclo de la variable lidera, sincroniza o rezaga el ciclo general si el coeficiente de correlación cruzada alcanza un máximo en valor absoluto para $j < 0$, $j = 0$, ó $j > 0$, respectivamente, siendo j el orden de la correlación.

Para el estudio de los comovimientos cíclicos se deben considerar *dos cuestiones importantes*; una respecto a la significación estadística de los coeficientes de correlación reportados,¹³ y otra relativa a la adopción de un criterio que permita definir si el tipo de comovimiento es “fuerte o débil”. Se considera que un coeficiente es significativo si es mayor en valor absoluto a un valor crítico determinado,¹⁴ de otro modo se indica explícitamente; en cuyo caso la variable sería acíclica o incorrelacionada.

¹³ Bajo la hipótesis nula de que son estadísticamente diferentes de cero. El estadístico “t” utilizado con este propósito, se define como:

$$t = \frac{\hat{r}}{\sqrt{\frac{1 - \hat{r}^2}{n - 2}}}$$

donde \hat{r} es el coeficiente de correlación estimado. Este estadístico tiene distribución t – student.

¹⁴ Los valores de ruptura son de $\tilde{n}^* = 0.44$ para los ciclos del filtro HP, y $\tilde{n}^* = 0.34$ para los ciclos de los modelos estructurales; para un nivel de significación del 5%. El comovimiento es “fuerte” si $0.5 \leq |\rho(s)| \leq 1$, y “débil” si $\rho^* \leq |\rho(s)| < 0.5$

El segundo punto importante a considerar es qué criterio seguir si el valor absoluto de dos o más coeficientes de correlación muestral es muy cercano, tanto como para que resulte dificultoso caracterizar tanto la “fase” como el “signo” del comovimiento. Para salvar este aspecto, al igual que en Fiorito (1997), se siguen dos criterios: el primero, denominado como criterio “peak”, se basa en Kydland y Prescott (1990) y consiste en escoger el mayor valor del coeficiente de correlación muestral obtenido sea cualquiera el orden del mismo. El segundo criterio está basado en la fase de dominancia, es decir que surge de la comparación del estadístico de Ljung –Box asociado a los rezagos (LB^-) y el correspondiente estadístico vinculado con los adelantos de la serie (LB^+). De esta manera, el comovimiento entre un par de series será definido como *fase adelantada* si $LB^- > LB^+$, y como *fase rezagada* si $LB^+ > LB^-$. Al introducir el segundo criterio se deben definir a su vez dos tipos de comovimientos sincronizados: un comovimiento *sincronizado débil*, cuando existe una fase adelantada o rezagada dominante según el estadístico LB ; y un comovimiento *sincronizado fuerte*, cuando LB^- y LB^+ son iguales o muy cercanos el uno del otro.

Comovimientos cíclicos de los gastos públicos

Al igual que en la sección anterior, se comienzan analizando los gastos públicos. En la Tabla 3¹⁵ se muestran los resultados de comovimientos cíclicos y la volatilidad relativa de los mismos, según las dos metodologías de extracción del componente cíclico aplicadas.

Los gastos totales, corrientes y de capital son acíclicos en Argentina según ambas metodologías. Mientras que los gastos en remuneraciones son fuertemente procíclicos y rezagan al PIB según los ciclos del filtro HP –comportamiento que puede contribuir a profundizar una recesión o ayudar a potenciar una expansión de la actividad económica– y son acíclicos de acuerdo a los modelos estructurales. Este segundo comportamiento es el más esperable, considerando que los gastos corrientes son acíclicos en ambos casos, y los gastos en remuneraciones constituyen un componente importante de aquéllos.

En Brasil, los resultados son contradictorios. Respecto de los ciclos estimados mediante el filtro HP, los gastos totales, corrientes y de capital son fuertemente procíclicos y débilmente sincronizados; mientras que los gastos de remuneraciones son fuertemente procíclicos y adelantados al PIB. Este comportamiento podría ser un indicador del carácter discrecional de los gastos públicos en ese país. Las fluctuaciones de mediano

¹⁵ Todas las tablas en esta sección muestran, para cada variable de gastos e ingresos, el valor de la correlación máxima obtenida con el PIB para un conjunto de desfases que van desde -5 a +5 trimestres y el desfase en que es obtenida dicha correlación máxima.

plazo estimadas mediante el procedimiento de los modelos estructurales resultan acíclicas. Ambos resultados serán contrastados más adelante, cuando se presenten los coeficientes de las estimaciones a partir de la metodología de las regresiones.

Los resultados para Paraguay tampoco son coincidentes para los ciclos estimados mediante las dos metodologías aplicadas. Los gastos en remuneraciones y los gastos de capital son acíclicos según los dos métodos de estimación de ciclos; pero con los gastos totales y corrientes existe sensibilidad respecto del método de extracción de señales. Los comovimientos son débilmente contracíclicos y adelantados de acuerdo a los ciclos provenientes de la aplicación del filtro HP; y son acíclicos de acuerdo a los modelos estructurales. El primer resultado sugiere que los mismos provocan un efecto expulsión de la actividad privada (*crowding out*), lo que podría desencadenar una recesión. Estas disparidades también serán contrastadas más adelante.

Tabla 3
Comovimientos cíclicos entre las variables fiscales y el PIB real
Datos trimestrales (1987-2001)

Variable/País	Filtro HP				Modelos Estructurales			
	Argentina	Brasil	Paraguay	Uruguay	Argentina	Brasil	Paraguay	Uruguay
GASTOS TOTALES								
Volatilidad relativa (<i>eer</i>)	3.01	9.57	9.54	2.16	3.84	7.23	1.46	3.54
Comovimiento	acíclico	fuertemente procíclico	débilmente contracíclico	fuertemente procíclico	acíclico	acíclico	acíclico	fuertemente procíclico
Fase dominante	...	sincronizado débil	adelantado	adelantado	adelantado
LB-	14.86	86.44	24.88	96.73	1.11	3.65	2.53	76.30
LB+	2.74	31.92	4.81	7.96	2.52	1.99	1.13	16.68
GASTOS CORRIENTES								
Volatilidad relativa (<i>eer</i>)	3.79	12.86	9.54	1.66	3.81	10.88	1.36	3.41
Comovimiento	acíclico	fuertemente procíclico	débilmente contracíclico	fuertemente procíclico	acíclico	acíclico	acíclico	fuertemente procíclico
Fase dominante	...	sincronizado débil	adelantado	adelantado	adelantado
LB-	4.29	36.97	24.88	97.22	0.62	5.59	0.87	58.22
LB+	0.68	31.30	4.81	10.77	2.45	3.17	1.60	8.03
REMUNERACIONES								
Volatilidad relativa (<i>eer</i>)	2.39	8.01	7.02	2.52	13.25	7.26	1.34	2.47
Comovimiento	fuertemente procíclico	fuertemente procíclico	acíclico	fuertemente procíclico	acíclico	acíclico	acíclico	débilmente procíclico
Fase dominante	sincronizado débil	adelantado	...	adelantado	sincronizado débil
LB-	24.49	133.77	10.13	78.59	0.08	2.88	0.33	34.12
LB+	61.56	1.53	4.76	15.06	0.88	0.24	2.31	23.48
GASTOS DE CAPITAL								
Volatilidad relativa (<i>eer</i>)	4.15	12.87	6.61	7.10	1.81	21.10	4.07	8.79
Comovimiento	acíclico	fuertemente procíclico	acíclico	fuertemente procíclico	acíclico	acíclico	acíclico	fuertemente procíclico
Fase dominante	...	sincronizado débil	...	adelantado	adelantado
LB-	11.83	19.61	9.50	63.39	1.72	0.35	5.58	90.15
LB+	31.30	54.54	22.45	4.96	3.64	0.03	1.13	21.78

Notas: La volatilidad relativa (*eer*) se mide como el error estándar absoluto de cada variable fiscal, dividido por el correspondiente error estándar del PIB real. En el anexo se muestran las tablas que contienen los valores de los coeficientes de correlación para todas las fases, tanto con datos anuales como trimestrales. Las series fueron primeramente transformadas a logaritmos naturales.

De acuerdo con las dos metodologías de extracción de señales, los gastos totales, corrientes y de capital son fuertemente procíclicos y adelantados en Uruguay, lo que podría estar reflejando una política fiscal discrecional del lado del gasto público. Las remuneraciones son fuertemente procíclicas y adelantadas de acuerdo al filtro HP; y débilmente procíclicas con una fase sincronizada débil según los modelos estructurales. En este sentido, y puesto que el valor del estadístico LB^- supera al valor del LB^+ , predomina la fase adelantada. Por lo tanto, puede afirmarse que los gastos en remuneraciones también siguen un comportamiento procíclico y adelantado respecto del PIB, tal como ocurre con los componentes más agregados del gasto público.

Con respecto a la información del estadístico que mide la volatilidad relativa, en ambos métodos las variables de gastos son más volátiles que el PIB; y son las dos mayores economías del MERCOSUR las que poseen los valores superiores de volatilidad relativa.

En la Tabla 4, se muestran los resultados de los comovimientos cíclicos de los gastos y de los ingresos públicos, a partir de los coeficientes estimados con la metodología de las regresiones lineales.

Tabla 4
Coefficiente de comovimientos cíclicos para los países del MERCOSUR
Datos trimestrales (1987-2001)

Países/Variables	INGRESOS PÚBLICOS					GASTOS PÚBLICOS			
	Ingresos totales	Ingresos corrientes	Ingresos tributarios	Ingresos no tributarios	Ingresos de capital	Gastos totales	Gastos corrientes	Gastos en remun.	Gastos de capital
Argentina	0.41 (0.80)	0.45 (0.87)	0.92 (1.69)	0.24 (0.22)	4.23 (1.45)	0.13 (0.23)	0.14 (0.31)	-0.73 (-1.46)	-0.09 (-0.15)
Brasil	0.75 (2.88)	0.20 (0.68)	-1.78 (-1.60)	0.50 (0.96)	6.05 (3.55)	0.58 (1.17)	1.25 (2.11)	-1.08 (-2.74)	2.07 (2.27)
Paraguay	0.01 (0.36)	0.02 (0.44)	0.02 (0.38)	0.02 (0.17)	-0.35 (-1.83)	-0.07 (-0.97)	-0.07 (-0.97)	-0.04 (-0.71)	-0.22 (-0.98)
Uruguay	0.04 (0.32)	0.05 (0.42)	0.16 (1.63)	0.60 (0.36)	2.71 (0.95)	0.68 (8.65)	0.62 (8.02)	0.61 (6.25)	1.00 (3.73)
Media	0.30	0.18	-0.17	0.34	3.16	0.33	0.49	-0.31	0.69
Desv. est.	0.35	0.20	1.14	0.26	2.71	0.36	0.59	0.75	1.07
Max.	0.75	0.45	0.92	0.60	6.05	0.68	1.25	0.61	2.07
Min.	0.01	0.02	-1.78	0.02	-0.35	-0.07	-0.07	-1.08	-0.22
Mediana	0.22	0.12	0.09	0.37	3.47	0.35	0.38	-0.39	0.45

Nota: Los valores entre paréntesis corresponden al estadístico t-student, calculado para contrastar la hipótesis nula de significancia estadística del estimador. El método de estimación es el de Mínimos Cuadrados Ordinarios, efectuando correcciones por autocorrelación de primer orden. Las series fueron desestacionalizadas utilizando el método de TRAMO/SEATS.

El valor de la media de los coeficientes de los gastos públicos más agregados, para todos los países considerados en conjunto, reporta un comportamiento procíclico, pero la respuesta a las fluctuaciones del producto es menos que proporcional. En otras palabras, el comportamiento procíclico de las series analizadas refleja un manejo discrecional de la política fiscal.

Sin embargo, los valores promedio de los coeficientes de los gastos públicos, esconden una variabilidad sustancial entre los países en cuanto al patrón cíclico de las series fiscales: la desviación estándar muestral de los coeficientes es elevada, y los valores máximos y mínimos denotan un rango muy amplio dentro del cual se encuentran los parámetros estimados. Es por ello que el análisis de cada país de forma individual aporta más claridad acerca del comportamiento cíclico de las variables fiscales. En este sentido, en Argentina y Paraguay, todas las categorías de gastos públicos son acíclicas, un resultado que concuerda con los obtenidos a partir de las correlaciones de los ciclos de los modelos estructurales.

En Uruguay, los gastos son procíclicos y menos que proporcionales al PIB; salvo los gastos de capital que responden de manera proporcional a las fluctuaciones del PIB. Estos resultados no contradicen a aquéllos obtenidos a partir de la metodología de las correlaciones cruzadas.

Los gastos corrientes y de capital son procíclicos y la respuesta es más que proporcional a las fluctuaciones del producto en Brasil. Sin embargo, el coeficiente de los gastos totales no es significativo y por tanto son acíclicos, resultado que concuerda con el tipo de comovimiento obtenido con los ciclos reportados por los modelos estructurales.

Comovimientos cíclicos de los ingresos públicos

Al inicio de la sección se mencionó la necesidad de partir con el análisis de los gastos públicos, debido a que los ingresos públicos están muy ligados al nivel de actividad económica, dada la relación que tiene esta última con la base tributaria. Por lo tanto, es esperable encontrar una fuerte correlación positiva entre los componentes cíclicos del producto y de los ingresos del gobierno, pero no por ello se tendría un comportamiento procíclico de la política fiscal del lado de los impuestos. Tal como lo mencionan Mailhos y Sosa (1999), durante las expansiones aumenta la base impositiva y por lo tanto la recaudación; y lo contrario sucede en las recesiones. Por lo tanto, para estudiar el comportamiento cíclico de la política fiscal de lado de los impuestos se debe analizar el comportamiento de las tasas de impuestos y no los ingresos tributarios. Pero al no contar con series comparables y lo bastante extensas de las tasas de impuestos en todos los países estudiados, resulta imposible realizar un estudio más profundo en esta dirección.

Los resultados de volatilidad relativa al PIB y de los comovimientos cíclicos de los ingresos fiscales se muestran en la Tabla 5. Los ingresos fiscales son, en todos los casos, más volátiles que el PIB y la volatilidad relativa se incrementa a medida que se consideran componentes más desagregados de ingresos, siendo las economías más volátiles: Brasil y Argentina.

Salvo los ingresos totales, todos los ingresos son acíclicos en la Argentina, independientemente del método empleado para obtener el componente cíclico de las series. Según los ciclos estimados mediante el filtro HP, los ingresos totales son fuertemente procíclicos y débilmente sincronizados; mientras que resultan acíclicos según los modelos estructurales, resultado que es más factible dado el comportamiento de las categorías de ingresos más desagregadas.

Al igual que con los gastos públicos, los ingresos muestran resultados contradictorios para la economía brasileña. Son acíclicos si se considera los ciclos de los modelos estructurales. Sin embargo, los resultados a partir del filtro HP no son coincidentes en ningún caso: los ingresos totales son débilmente procíclicos y adelantados; los ingresos corrientes son fuertemente procíclicos y rezagados, y los ingresos de capital son acíclicos. Dentro de los ingresos corrientes: los ingresos tributarios son fuertemente procíclicos y adelantados, mientras que los ingresos no tributarios son fuertemente contracíclicos y adelantados.

Tabla 5
Comovimientos cíclicos entre las variables fiscales y el PIB real
Datos trimestrales (1987-2001)

Variable/País	Filtro HP				Modelos Estructurales			
	Argentina	Brasil	Paraguay	Uruguay	Argentina	Brasil	Paraguay	Uruguay
INGRESOS TOTALES								
Volatilidad relativa (eer)	2.81	5.80	6.95	2.04	3.65	4.06	1.10	2.45
Comovimiento	fuertemente procíclico	débilmente procíclico	fuertemente procíclico	fuertemente procíclico	acíclico	acíclico	acíclico	fuertemente procíclico
Fase dominante	sincronizado débil	adelantado	adelantado	adelantado	adelantado
LB-	18.18	48.53	65.24	77.35	0.47	1.79	2.92	114.41
LB+	58.53	23.19	38.77	13.07	4.79	3.24	2.23	15.46
INGRESOS CORRIENTES								
Volatilidad relativa (eer)	3.20	3.67	6.96	2.11	3.66	4.51	1.09	2.95
Comovimiento	acíclico	fuertemente procíclico	fuertemente procíclico	fuertemente procíclico	acíclico	acíclico	acíclico	fuertemente procíclico
Fase dominante	...	rezagado	adelantado	adelantado	adelantado
LB-	2.23	31.62	67.58	77.45	0.53	8.04	2.98	98.16
LB+	13.38	85.85	37.81	16.12	6.64	4.28	2.16	20.63
INGRESOS TRIBUTARIOS								
Volatilidad relativa (eer)	3.92	19.11	6.64	2.46	3.68	9.22	1.13	2.89
Comovimiento	acíclico	fuertemente contracíclico	fuertemente procíclico	fuertemente procíclico	acíclico	acíclico	acíclico	fuertemente procíclico
Fase dominante	...	adelantado	sincronizado débil	rezagado	rezagado
LB-	0.84	73.02	76.02	13.51	1.57	6.76	2.59	24.84
LB+	7.03	37.68	57.81	53.01	3.53	3.82	3.44	118.25
INGRESOS NO TRIBUTARIOS								
Volatilidad relativa (eer)	4.57	12.10	14.71	17.79	5.57	...	1.61	11.77
Comovimiento	acíclico	fuertemente procíclico	débilmente procíclico	débilmente procíclico	acíclico	...	acíclico	acíclico
Fase dominante	...	adelantado	adelantado	adelantado
LB-	0.57	67.38	30.02	42.37	0.13	...	5.16	2.68
LB+	0.05	6.83	21.89	49.64	1.91	...	8.40	10.33
INGRESOS DE CAPITAL								
Volatilidad relativa (eer)	12.98	24.39	28.67	27.22	4.59	48.92
Comovimiento	acíclico	acíclico	acíclico	acíclico	acíclico	acíclico
Fase dominante
LB-	28.45	22.24	13.17	16.68	1.22	1.66
LB+	38.61	10.03	21.54	16.33	4.50	5.45

Notas: La volatilidad relativa (eer) se mide como el error estándar absoluto de cada variable fiscal, dividido por el correspondiente error estándar del PIB real. En el anexo se muestran las tablas que contienen los valores de los coeficientes de correlación para todas las fases, tanto con datos anuales como trimestrales. Las series fueron primeramente transformadas a logaritmos naturales.

En Paraguay, de acuerdo a los modelos estructurales, el comovimiento de todas las categorías de ingresos es acíclico. A partir de los ciclos del filtro HP, los ingresos totales y corrientes son fuertemente procíclicos y se anticipan al ciclo del PIB; mientras que el comovimiento de los ingresos de capital coincide para ambas metodologías de extracción de los ciclos: muestra un comportamiento acíclico.

El comportamiento cíclico de los ingresos públicos en Uruguay resulta similar según los dos métodos de estimación de los ciclos. Los ingresos

totales y corrientes son fuertemente procíclicos y lideran al ciclo del PIB, mientras que los ingresos de capital son acíclicos. Respecto de los ingresos corrientes: en ambos casos los ingresos tributarios son fuertemente procíclicos y rezagados, resultado que indica un comportamiento de “estabilizadores automáticos” de la actividad económica; por su parte los ingresos no tributarios son débilmente procíclicos y adelantados según el filtro HP, y son acíclicos según los modelos estructurales. Ahora bien, considerando el comportamiento fuertemente procíclico de los ingresos corrientes para las dos metodologías de extracción de los ciclos, se esperaría que los ingresos no tributarios sigan un patrón cíclico semejante; en este caso, el comovimiento obtenido con el filtro HP es el predominante. No obstante, esto será contrastado más adelante, cuando se analicen los coeficientes de la metodología de las regresiones.

En la Tabla 4, presentada más arriba, también se muestran los estimadores de los comovimientos cíclicos de los ingresos públicos, aplicando la metodología de las regresiones. De acuerdo con esos resultados, en promedio, los coeficientes reportan un comportamiento procíclico en la mayoría de los componentes de los ingresos públicos; salvo por los ingresos tributarios, que se comportan de manera contracíclica o “distorsionadora” de la actividad económica.

La desviación estándar muestral de los coeficientes también es elevada en el caso de los ingresos públicos, denotando un amplio rango de resultados posibles en caso de analizar los países de forma individual, por lo que afirmar que en términos fiscales se ha incrementado la coordinación de políticas entre países, no sería correcto.

En Argentina, Paraguay y Uruguay, los ingresos fiscales han sido totalmente acíclicos, resultado que concuerda con los comovimientos obtenidos a partir de los ciclos de los modelos estructurales.

En Brasil, los ingresos totales y los de capital han sido procíclicos, los primeros con una respuesta menos que proporcional a las fluctuaciones del PIB, mientras que los ingresos de capital han reaccionado más que proporcionalmente a las fluctuaciones del producto. Los demás ingresos públicos han seguido un patrón acíclico.

V. REFLEXIONES FINALES

En este trabajo se analizaron las propiedades cíclicas (volatilidad, persistencia y comovimientos) de las variables fiscales macroeconómicas y del producto en las cuatro economías del MERCOSUR usando información anual para el período 1975-2001 y trimestral para el período 1987-2001.

Los hallazgos respecto de la volatilidad revelan que en las cuatro economías del MERCOSUR todas las categorías de ingresos públicos

resultaron más volátiles que el PIB; tanto con datos anuales como trimestrales, e independientemente de la metodología de extracción de ciclos utilizada. También se encontró que los ingresos más agregados suelen ser por lo general menos volátiles que sus componentes. Al considerar cada país de manera individual: Brasil, Argentina y Paraguay han sido los países con mayor volatilidad de los ingresos fiscales.

De manera similar, los gastos fiscales también han sido más volátiles que el PIB en todos los países del bloque, y del mismo modo Brasil, Argentina y Paraguay se presentan como las economías más volátiles en este sentido.

El análisis de la persistencia de los ciclos de las variables fiscales arrojó evidencia de que, tanto los ingresos como los gastos públicos, presentan niveles de persistencia que, si bien son significativos, resultan no muy elevados, tanto en el análisis de los datos anuales como trimestrales.

Estos resultados de persistencia y volatilidad en el MERCOSUR, permiten entrever el hecho de que las variables fiscales en todos los países sufren choques que son de gran volatilidad y baja persistencia. Este comportamiento aconseja un diseño de políticas de carácter asistencial que ayude a paliar los efectos de la ocurrencia los choques sobre las variables fiscales.

En contraste con lo anterior, el apartado referente al estudio de los comovimientos de las variables fiscales con el PIB ha aportado, en términos globales, evidencia sugerente sobre el desempeño fiscal procíclico en la región. Así, la situación de las finanzas públicas de los países del MERCOSUR no ha sido el resultado estabilizador de los impactos de los ciclos económicos (política fiscal contracíclica activa), e incluso los resultados indican que la política fiscal pudo haber sido uno de los detonantes de las recesiones. En general, los ingresos presentan comportamientos procíclicos o acíclicos; mientras que los gastos se han comportado de una manera procíclica en algunos casos, distorsionadora de la actividad económica, o acíclica en otros. Pero en ningún caso, estos últimos se han comportado como *estabilizadores automáticos*.

En definitiva, la evolución de la política fiscal en el MERCOSUR durante el período analizado se ha caracterizado por un comportamiento fiscal pasivo respecto de los movimientos del PIB, aunque discrecional. En algunos países incluso pudo llegar a tener efectos distorsionadores de la actividad económica, en el sentido de que pudieron causar recesiones, o frenar etapas de recuperación del producto. Y un hecho por demás llamativo es que han sido las dos economías más importantes del MERCOSUR, las que han demostrado el desempeño más discrecional, y las que han alcanzado los resultados menos satisfactorios.

La evidencia expuesta en los párrafos anteriores despierta la preocupación acerca del grado en que las perturbaciones fiscales

domésticas de un país trasladan sus efectos sobre las economías de los restantes países, en un contexto como el del MERCOSUR. Más aún teniendo en cuenta las asimetrías existentes entre Brasil y Argentina respecto de las dos economías más pequeñas; no sólo en términos del tamaño, sino específicamente en términos de la mayor volatilidad y persistencia que experimentan sus cuentas fiscales. En este sentido, la evidencia empírica dentro de la literatura acerca de la transmisión dice que las actividades del gobierno se transmiten internacionalmente a través de sus efectos directos e indirectos en los mercados mundiales de *commodities* y de capitales, así como a través del comercio; y los lazos económicos estrechos entre países juegan un papel aún más crucial para que la fuerza de esos efectos sea mayor.¹⁶

Por consiguiente, debe prestarse atención al hecho de que, a medida que se avance en el proceso de integración, las decisiones de política fiscal en cada uno de los países miembros del MERCOSUR pueden afectar con mayor intensidad a los restantes (*efectos spillovers*) y este argumento amerita la discusión respecto de intensificar los esfuerzos hacia la coordinación de las políticas fiscales entre los países miembros, principalmente en dos direcciones.

En primer lugar, se debería dirigir el esfuerzo hacia el diseño de políticas fiscales con carácter de *estabilizadores automáticos* en cada una de las economías del bloque. En segundo lugar, se debería establecer una mayor armonización fiscal en términos de los sistemas tributarios imperantes al interior de cada economía, así como un conjunto de normas y reglas tendientes a suavizar la amplitud de las fluctuaciones cíclicas, tanto de los ingresos como de los gastos públicos, en especial en la Argentina y el Brasil. Sin embargo, en la medida que cada uno de los países mantiene la soberanía de su política fiscal, la coordinación puede resultar en una tarea bastante complicada, sobre todo por el hecho de que, a nivel individual, los países tendrán una gran tentación de apartarse de las políticas acordadas. En estas circunstancias, la discusión sobre el diseño de la futura política fiscal debería centrarse no sólo en el establecimiento de reglas estrictas y criterios de convergencia que limiten el margen de maniobra de cada país miembro, sino también en el diseño de algún tipo de institución supranacional que garantice la coordinación de la política fiscal en el mediano plazo.

¹⁶ Véanse Barro (1981, 1989), Frenkel y Razin (1987) y Christiano y Eichenbaum (1992), entre otros.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Agénor, Pierre-Richard; C.J. McDermott, y Eswar S. Prasad. 2000. "Macroeconomic Fluctuations in Developing Countries: Some stylized facts". *The World Bank Economic Review*. Vol 14, No. 2: 251-85.
- Alesina, A y R. Perotti. 1995. "Fiscal Adjustment: Fiscal Expansions and Adjustments in OECD Countries". *Economic Policy* No. 21: 207-48.
- Alesina, A y R. Perotti. 1996. "Fiscal Adjustment in OECD Countries: Compositions and Macroeconomic Effects". IMF Working Paper No. 9670. IMF, Washington.
- Alesina, A y R. Perotti. 1998. "The Political Economy of Fiscal Adjustment". *Brooking Papers on Economic Activity* No. 1: 197-266.
- Badagián, A. L. 2003. "Procedimientos para la Extracción de Señales en Series Macroeconómicas". MIMEO. CINVE – Montevideo, Uruguay.
- Barro, R.J. 1979. "On the Determination of the Public Debt". *Journal of Political Economy* No. 84: 940-971.
- Barro, R.J. 1981. "Output Effects of Government Purchases". *Journal of Political Economy* No. 87: 343-350.
- Barro, R.J. 1989. "The Neoclassical Approach to Fiscal Policy". R.J. Barro (ed.), *Modern Business Cycle Theory* (Cambridge: Harvard University Press), 178-235.
- Budnevich, C. L. 2002. "Countercyclical Fiscal Policy: A review of the literature, empirical evidence and some policy proposals". Discussion Paper No. 2002/41. ONU/World Institute for Development Economic Research.
- Canova, F. 1993. "Detrending and Business Cycles Facts". Center For Economic Policy Research. DP No. 782.
- Chow, G. y A. Lin. 1997. "Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution and Extrapolation of Time Series by Related Time Series". *Review of Economics and Statistics* No. 53: 372-375.
- Christiano, L. J. y M. Eichenbaum. 1992. "Current Real Business Cycles Theories and Labour Market Fluctuations". *American Economic Review* No. 82: 430-450.
- Esteve, V.; J. Sapena y C. Tamarit. 1999. "Propiedades Cíclicas y Cambios Estructurales en las Series Fiscales Macroeconómicas de la Economía Española". Documento de Trabajo No. 99/02. Departamento de Economía, Universidad de Valencia. Valencia, España.
- Fiorito, R. 1997. "Stylized Facts of Government Finance in the G-7". IMF Working Paper No. 97/142.
- Frenkel, J. A. y A. Razin. 1987. "Fiscal Policy and the World Economy: An intertemporal approach". Cambridge: The MIT Press.
- Gavin, M., R. Hausmann, R. Perotti y E. Talvi. 1996. "Managing Fiscal Policy in Latin America and the Caribbean: Volatility, procyclicality

- and limited creditworthiness". Inter-American Development Bank. Office of the Chief Economist. Working Paper No. 326.
- Gavin, M. y R. Perotti. 1997. "Fiscal Policy in Latin America". NBER Macroeconomics Annual 1997. Vol. 12: 11-70.
- Giavazzi, F. y M. Pagano. 1990. "Can Severe Fiscal Contractions Be Expansionary? Tales of Two Small European Countries". O.J. Blanchard y S. Fischer (eds.). NBER Macroeconomic Annual 1990. Vol 5: 75-122.
- Greene, W. H. 1998. "Econometric Analysis". Third Edition. Prentice Hall.
- Harvey, A. 1992. "Forecasting, Structural Time Series Models and The Kalman Filter". Cambridge University Press. Cambridge, Massachusetts.
- Harvey, A. y U. Carvalho. 2002. "Models for Converging Economies". Department of Economics, University of Cambridge.
- Harvey, A. y T. Trimbur. 2003. "General Model-Based Filters for Extracting Trends and Cycles in Economic Time Series". Review of Economics and Statistics No. 85: 244-255.
- Hodrick, R. y Prescott, E. (1980), "Post War U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation", *Carnegie Mellon University*, Working Discussion Paper 451.
- Kamil, H. y F. Lorenzo. 1998. "Caracterización de las Fluctuaciones Cíclicas en la Economía Uruguaya". Revista de Economía del Banco Central de Uruguay.
- Kazmier, L y A. Díaz Matta. 1993. "Estadística Aplicada a la Administración y a la Economía". Segunda Edición Revisada. Ed. McGraw-Hill.
- King, R. y S. Rebelo. 1993. "Low Frequency Filtering and Real Business Cycles". Journal of Economics Dynamics and Control No. 47: 207 - 231.
- Kydland, F. E. y E. C. Prescott. 1980. "Time to Build and Aggregate Fluctuations". *Econometrica* No. 50: 1345 - 1370.
- Kydland, F. E. y E. C. Prescott. 1990. "Business Cycles: Real facts and monetary myth". Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review No. 14: 3-18.
- Koopman S., Harvey, A., Doornik J., Shephard N. (1995): "Stamp 5.0: Structural Time Series Analyser, Modeller and Predictor". *Chapman & Hall*
- Lane, P.R. 1997. "On the Cyclical Policy of Irish Fiscal Policy". *Economic and Social Review* No. 29: 1-17.
- Lane, P.R. y A. Tornell. 1998. "Why Aren't Savings Rates in Latin America Procyclical?". Harvard University. Development Discussion Paper No. 642.
- Lane, P.R. 2002. "The Cyclical Behaviour of Fiscal Policy: Evidence from the OECD". Institute for International Integration Studies, Trinity College Dublin and CEPR.
- Lucas, R.E. Jr. 1977. "Understanding Business Cycles". En K. Brunner y L.H. Meltzer (eds.): *Stabilization of the Domestic and International Economy*. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy No. 5: 7-29.
- Mailhos, J.A. y S. Sosa. 1999. "El Comportamiento Cíclico de la Política

- Fiscal en Uruguay”. Trabajo Monográfico. Licenciatura en Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas. Universidad de la República. Montevideo, Uruguay.
- Manual de Estadísticas de las Finanzas Públicas. 2001. IMF – Washington, D.C.
- McDermott, C.J. y R.F. Wescott. 1996. “An Empirical Analysis of Fiscal Adjustment”. IMF Staff Papers No. 43. Vol. 4: 725-53.
- Mora, H. 2000. “Armonización de Políticas Macroeconómicas: Resultados de los trabajos de investigación realizados por el Fondo Latinoamericano de Reserva (FLAR)”. Trabajo de Investigación. Boletín del Fondo Latinoamericano de Reservas.
- Panigo, D., M. Féliz, P.E. Pérez y J.C. Neffa. 1990. “La Persistencia del Desempleo en la Argentina: Análisis micro y macroeconómico de su incidencia regional”. MIMEO.
- Talvi, E. y C. Vegh. 2000. “Tax Base Variability and Procyclical Fiscal Policy” NBER Working Paper No. 7499.
- Vázquez, F. y R. Mesías. 2001. “Ciclos Económicos, Políticas y Reglas Fiscales”. Estudios Económicos. Banco Central del Perú. Lima, Perú.

ANEXOS

Fuentes, datos y definiciones

El presente estudio utiliza datos anuales del período 1975-2001, y datos trimestrales para el período 1987:1-2001:4. A pesar de contar con datos anuales para el período señalado, la disponibilidad de datos en periodicidad trimestral para dicho lapso es casi inexistente. Sin embargo, debido a la necesidad de contar con información lo más homogénea posible, tanto en términos de las variables a utilizar como de las propiedades de los datos, se seleccionaron las muestras mencionadas.

Los datos provienen de las siguientes fuentes:

Datos anuales:

- I. Argentina:
 - IMF - Government Financial Statistics (2001),
 - Ministerio de Economía.
- II. Brasil:
 - IMF - Government Financial Statistics (2001),
- III. Uruguay:
 - IMF - Government Financial Statistics (2001),
 - Banco Central del Uruguay.
 - Centro de Investigaciones Económicas - CINVE.
- IV. Paraguay:
 - Ministerio de Hacienda. Informes Financieros (varios números).
 - Banco Central del Paraguay. Estadísticas Económicas.
 - IMF - Government Financial Statistics (2001).

Las variables nominales fueron deflactadas utilizando el Índice de Precios al Consumidor (base 1993).

Datos trimestrales:

- I. Argentina:
 - Centro de Estudios de Estado y Sociedad - CEDES.
- II. Brasil:
 - Instituto de Pesquisas de Economía Aplicada - IPEA DATA.
- III. Uruguay:
 - Centro de Investigaciones Económicas - CINVE (los datos de

ingresos totales e ingresos tributarios fueron generados mediante la metodología de Chow y Lin).

IV. Paraguay:

- Los datos trimestrales de Paraguay fueron generados a partir de los datos anuales, empleando para ello la metodología de Chow y Lin (ejecutada en el programa GAUSS 5.0).

Los componentes; estacional e irregular de las series fiscales de los países analizados, fueron removidos mediante los métodos: TRAMO/SEATS y Modelos Estructurales de Series de Tiempo.

La heterogeneidad subyacente a las variables fiscales de cada país respecto de los otros -en cuanto a las definiciones de las variables, y en términos de la importancia que representa una variable específica para cada gobierno- dentro del MERCOSUR. Se optó por las variables fiscales del Gobierno Central de mayor agregación, considerando la definición de base caja establecida en el Manual de Estadísticas de Finanzas Públicas del Fondo Monetario Internacional.

La siguiente definición se aplica a todos los países considerados:

I. Variables de Ingresos:

IT = Ingresos Totales (IC + IK)

IC = Ingresos Corrientes (Ingresos tributarios + Ingresos no tributarios).

TRIBUTARIOS = Ingresos Tributarios (incluye todos aquellos ingresos provenientes de la recaudación de impuestos).

NO TRIBUTARIOS = Ingresos No Tributarios (incluye aquellos ingresos no provenientes de los impuestos, como sería el caso de los "royalties" transferidos por las hidroeléctricas binacionales a Brasil, Argentina y Paraguay).

IK = Ingresos de Capital (incluye ingresos tales como las ventas de bienes del activo fijo, el cuál es muy importante en el período de privatizaciones).

II. Variables de Gastos:

GT = Gastos Totales (GC + GK)

GC = Gastos Corrientes (remuneraciones, compras de bienes y servicios, etc.)

REMUNERACIONES = Pago de salarios, sueldos, prestaciones sociales y otros pagos a la mano de obra empleada en el sector público.

GK = Gastos de Capital (egresos por inversiones públicas, tanto físicas como financieras)

III. Otras Variables Utilizadas:

PIB = Producto Interno Bruto

IPC = Índice de Precios al Consumidor

Tabla 6
Características cíclicas de los gastos fiscales (Volatilidad y Persistencia)
 Datos anuales (1975-2001)

Variable fiscal	Volatilidad		Persistencia		Módulo de la función de transferencia	
	σ	Me	Frecuen. (Med.)	Me	σ	Me
GASTOS TOTALES						
Argentina	49.24	30.62	-119.60	0.19	Baja	19.30
Brazil	45.25	36.21	91.39	0.07	Baja	18.41
Paraguay	15.25	26.19	-27.39	0.46	Baja	70.51
Uruguay	10.54	15.52	-25.94	0.25	Baja	16.60
GASTOS CORRIENTES						
Argentina	42.39	23.90	-128.17	0.12	Baja	21.40
Brazil	47.08	31.97	-84.53	0.19	Baja	15.77
Paraguay	13.36	26.67	-31.06	0.29	Baja	20.76
Uruguay	10.98	15.95	-36.39	0.20	Baja	17.10
GASTOS DE CAPITAL						
Argentina	147.66	165.08	-369.06	0.40	Baja	52.40
Brazil	145.38	272.59	-271.55	0.51	Alta	44.58
Paraguay	31.51	60.03	-72.30	0.22	Baja	42.90
Uruguay	23.44	51.35	-66.53	0.24	Baja	26.21
MB Real						
Argentina	26.45	44.30	-102.71	-0.11	Baja	19.82
Brazil	3.40	9.22	-7.52	0.20	Alta	91.30
Paraguay	4.14	8.44	-8.80	0.56	Alta	45.97
Uruguay	5.02	10.97	-8.97	0.61	Alta	45.87

Nota: Las volatidades de cada variable se calcularon como el cociente de la desviación estándar por la media. La persistencia se calculó como el cociente de la desviación estándar de la variable por la desviación estándar de su componente de largo plazo. El módulo de la función de transferencia se calculó como el cociente de la desviación estándar de la variable por la desviación estándar de su componente de corto plazo. El signo de la función de transferencia indica si la variable es procíclica o anticíclica. El signo de la función de transferencia indica si la variable es procíclica o anticíclica. El signo de la función de transferencia indica si la variable es procíclica o anticíclica. El signo de la función de transferencia indica si la variable es procíclica o anticíclica.

Tabla 7
Características cíclicas de los ingresos fiscales (Volatilidad y Persistencia)
 Datos anuales (1975-2001)

Categoría	Volatilidad				Persistencia				Volatilidad				Persistencia			
	σ	Me	Me	Me	Coef. Cor.	Med. Cor.	Coef. Cor.	Med. Cor.	σ	Me	Me	Me	Coef. Cor.	Med. Cor.	Coef. Cor.	Med. Cor.
INGRESOS TOTALES																
Argentina	50,67	85,78	-153,29		0,21	0,00			29,12	45,82	81,50	-129,41		0,46	0,00	49,71
Brazil	44,15	94,18	-78,79		-0,25	0,00			31,93	28,31	64,74	-57,20		0,29	0,00	47,24
Paraguay	11,66	16,69	-21,26		0,52	0,00			82,84	0,95	10,82	-12,70		0,01	0,00	123,88
Uruguay	12,40	18,77	-33,45		0,35	0,00			16,97	11,84	31,90	-25,46		0,69	0,00	35,48
INGRESOS CORRIENTES																
Argentina	50,51	84,13	-153,20		0,21	0,00			22,25	45,66	82,02	-129,45		0,46	0,00	49,63
Brazil	45,14	94,75	-77,92		-0,20	0,00			18,67	34,27	66,88	-57,41		0,21	0,00	30,09
Paraguay	11,21	16,75	-21,94		0,56	0,00			63,07	4,76	7,78	-8,73		0,01	0,00	146,98
Uruguay	12,26	19,02	-35,94		0,32	0,00			15,25	11,84	31,52	-25,44		0,68	0,00	35,37
INGRESOS TRIBUTARIOS																
Argentina	52,22	86,94	-140,36		0,26	0,00			24,28	30,20	69,67	-144,82		0,46	0,00	39,68
Brazil	46,41	80,09	-75,69		-0,26	0,00			12,82	32,84	65,29	-57,19		0,22	0,00	136,12
Paraguay	10,92	16,37	-20,47		0,47	0,00			39,76	7,18	11,30	-14,26		0,08	0,00	77,02
Uruguay	12,49	18,55	-37,60		0,33	0,00			15,62	12,77	27,26	-26,64		0,69	0,00	37,43
INGRESOS NOTRIBUTARIOS																
Argentina	47,01	99,01	-340,76		-0,29	0,00			16,50							
Brazil	88,34	158,12	-84,69		-0,24	0,00			26,01	35,71	56,16	-38,14		0,10	0,00	147,99
Paraguay	27,38	39,14	-59,74		0,49	0,00			25,82	11,40	18,23	-28,19		0,16	0,00	71,03
Uruguay	21,20	26,82	-44,57		0,39	0,00			21,13	11,78	30,72	-26,49		0,41	0,00	153,47

**Tabla 7 (Cont.) Características cíclicas de los ingresos fiscales
(Volatilidad y Persistencia)**

INGRESOS DE CAPITAL												
BB Real	Argentina	102.12	278.58	-257.54	0.23	BB	14.14					
	Brasil	150.11	280.11	-415.98	0.28	BB	31.02					
	Paraguay	118.89	310.71	349.24	-0.02	BB	27.30	36.53	270.17	-277.26	0.43	BB
	Uruguay	111.22	163.28	234.80	-0.22	BB	9.48	14.17	28.71	-24.91	0.78	BB
BB Real	Argentina	26.43	44.30	-105.71	-0.11	BB	19.92	26.43	44.30	-105.71	0.61	BB
	Brasil	3.40	6.62	-7.58	0.50	BB	91.70	10.18	18.00	-17.52	0.16	BB
	Paraguay	4.14	8.44	8.80	0.58	BB	45.97	3.05	4.31	-4.30	0.02	BB
	Uruguay	5.03	10.27	8.27	0.61	BB	45.87	4.05	8.72	-7.13	0.59	BB

Nota: La volatilidad (BB) de la serie de los ingresos de los países miembros del MERCOSUR, se calcula a través de la siguiente fórmula: $BB = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (x_t - \bar{x})^2$, donde n es el número de observaciones de la serie, x_t es el valor de la serie en el tiempo t , y \bar{x} es el promedio de la serie. La persistencia (BB) de la serie de los ingresos de los países miembros del MERCOSUR, se calcula a través de la siguiente fórmula: $BB = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (x_t - \bar{x})(x_{t-1} - \bar{x})$, donde n es el número de observaciones de la serie, x_t es el valor de la serie en el tiempo t , y \bar{x} es el promedio de la serie. Los datos se expresan en millones de dólares estadounidenses.

Tabla 8
Comovimientos cíclicos entre las variables fiscales y el PIB real
 Datos trimestrales (1987-2001)

Variable Fiscal	Filtro HP			Metodo Exponential		
	Argentina	Brazil	Uruguay	Argentina	Brazil	Uruguay
CASTOS TOTALES						
<i>Volatilidad relativa (var)</i>	5.01	9.57	9.54	3.89	7.23	1.46
<i>Coeff. de correlacion</i>	-0.21	0.88	-0.49	-0.12	0.16	0.14
<i>Comovimiento</i>	estatico	fuertemente positivo	debilmente negativo	estatico	estatico	fuertemente positivo
<i>Período (t)</i>		1	1-3			1-2
<i>Filtro de suavizado</i>		no suavizado	adelantado			adelantado
<i>LB</i>	14.86	56.44	34.82	1.11	3.65	2.53
<i>LB+</i>	2.74	31.23	4.31	2.52	1.99	1.13
CASTOS CORRIENTES						
<i>Volatilidad relativa (var)</i>	3.79	12.26	9.24	3.81	10.62	1.56
<i>Coeff. de correlacion</i>	0.20	0.80	-0.48	0.15	-0.21	-0.09
<i>Comovimiento</i>	estatico	fuertemente positivo	debilmente negativo	estatico	estatico	fuertemente positivo
<i>Período (t)</i>		1	1-3			1-2
<i>Filtro de suavizado</i>		no suavizado	adelantado			adelantado
<i>LB</i>	4.29	36.97	34.89	0.62	5.59	0.87
<i>LB+</i>	0.68	31.30	4.81	2.45	3.17	1.60

Tabla 8 (Cont.) Comovimientos cíclicos entre las variables fiscales y el PIB real

REMUNERACIONES <i>Remuneración salarios (cor)</i> <i>Coeff de correlación</i>	2009		2010		2011		2012		2013		2014	
	fuertemente positivo	fuertemente negativo	ácido	fuertemente positivo	ácido	fuertemente positivo	ácido	fuertemente positivo	ácido	fuertemente positivo	ácido	fuertemente positivo
<i>Período (t)</i>	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12
<i>Fase económica</i>	recesión	recesión	recesión	recesión	recesión	recesión	recesión	recesión	recesión	recesión	recesión	recesión
<i>País</i>	Brasil	Brasil	Brasil	Brasil	Brasil	Brasil	Brasil	Brasil	Brasil	Brasil	Brasil	Brasil
21	24.49	155.77	10.12	76.59	0.08	2.68	0.23	24.12	0.08	2.68	0.23	24.12
22	61.26	1.53	4.76	15.66	0.88	0.24	2.31	25.48	0.88	0.24	2.31	25.48
CARGOS DE CAPITAL												
<i>Remuneración salarios (cor)</i> <i>Coeff de correlación</i>	4.12	12.87	6.61	7.10	1.31	21.10	4.07	8.79	0.18	0.02	0.22	0.28
<i>Período (t)</i>	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12
<i>Fase económica</i>	recesión	recesión	recesión	recesión	recesión	recesión	recesión	recesión	recesión	recesión	recesión	recesión
<i>País</i>	Brasil	Brasil	Brasil	Brasil	Brasil	Brasil	Brasil	Brasil	Brasil	Brasil	Brasil	Brasil
23	11.23	19.61	2.20	23.39	1.72	0.35	3.28	90.12	1.72	0.35	3.28	90.12
24	31.20	54.54	22.45	4.96	3.64	0.03	1.15	21.78	3.64	0.03	1.15	21.78

Nota: Las variables salarios y los países con el signo contrario del signo de cada variable fiscal, debido por el correspondiente signo asignado al PIB real. La serie de remuneración salarios está expresada en millones de dólares.

Tabla 9
Conovimientos cíclicos entre las variables y el PIB real
 Datos anuales (1975-2001)

Variable/PIB	Período 75			Período 80			Período 90		
	Argentina	Brazil	Uruguay	Argentina	Brazil	Uruguay	Argentina	Brazil	Uruguay
CASOS TOTALES									
<i>Volatilidad relativa (1997)</i>	1.89	1.48	2.16	1.68	1.48	2.16	1.20	2.24	1.29
<i>Ciclo de correlación</i>	-0.62	0.29	0.67	0.47	0.29	0.67	-0.77	0.74	0.51
<i>Conovimiento</i>	fiatrimante	estático	fiatrimante	debilizado	estático	fiatrimante	fiatrimante	fiatrimante	fiatrimante
<i>Período (p)</i>	t-1	t	procedible	procedible	t	procedible	contratizable	procedible	procedible
<i>Fase de ovimiento</i>	adelantado	adelantado	adelantado	t	t	t	t-1	t-2	t-1
<i>Fase de ovimiento</i>	adelantado	adelantado	adelantado	adelantado	adelantado	adelantado	adelantado	adelantado	adelantado
<i>2.8</i>	12.53	1.39	13.93	7.69	1.39	13.93	27.32	17.14	20.54
<i>2.8+</i>	5.39	2.82	0.88	1.40	2.82	0.88	6.52	18.08	20.90
CASOS CORRIENTES									
<i>Volatilidad relativa (1997)</i>	1.38	1.33	2.18	3.33	1.33	2.18	3.92	2.92	1.53
<i>Ciclo de correlación</i>	-0.61	0.27	0.66	0.33	0.27	0.66	-0.70	0.57	0.57
<i>Conovimiento</i>	fiatrimante	estático	fiatrimante	estático	estático	fiatrimante	fiatrimante	fiatrimante	fiatrimante
<i>Período (p)</i>	t-1	t	procedible	procedible	t	procedible	contratizable	procedible	procedible
<i>Fase de ovimiento</i>	adelantado	adelantado	adelantado	adelantado	adelantado	adelantado	adelantado	adelantado	adelantado
<i>2.8</i>	12.17	0.92	13.92	6.48	0.92	13.92	25.98	10.08	4.18
<i>2.8+</i>	3.68	2.47	1.45	0.37	2.47	1.45	7.86	5.74	3.85

Tabla 9 (Cont.) Comovimientos cíclicos entre las variables y el PIB real

GASTOS DE CAPITAL			
Medidas relativas (se)			
<i>Coeficiente correlación</i>			
Comovimiento cíclico	5.50	4.24	5.61
	(0.58)	(0.51)	(0.59)
	estados	estados	estados
			estados
Período (s)			estados
Fase dominante			adelantado
L3			
L2+	5.02	5.48	11.85
	3.46	2.90	10.52
			3.94

Nota: La relación entre las (se) es el coeficiente de correlación de los datos de series de tiempo por el correspondiente con estados del PIB real de sus respectivos países. Los números en paréntesis son los estadísticos t.

Tabla 10 (Cont.) Comovimientos cíclicos entre las variables fiscales y el PIB real

INGRESOS FISCALES		Argentina		Brasil		Paraguay		Uruguay		Venezuela	
Variable	Período	Coeficiente	Signo	Coeficiente	Signo	Coeficiente	Signo	Coeficiente	Signo	Coeficiente	Signo
Ingresos fiscales (real)	2.5	0.27	+	0.23	+	0.27	+	0.27	+	0.27	+
	2.5*	0.07	+	0.20	+	0.14	+	0.14	+	0.22	+
Comovimientos	Período	0.27	+	0.23	+	0.27	+	0.27	+	0.27	+
	Período	0.07	+	0.20	+	0.14	+	0.14	+	0.22	+
Riesgo	Período	0.27	+	0.23	+	0.27	+	0.27	+	0.27	+
	Período	0.07	+	0.20	+	0.14	+	0.14	+	0.22	+
INGRESOS DE CAPITAL											
Ingresos de capital (real)	2.5	0.27	+	0.23	+	0.27	+	0.27	+	0.27	+
	2.5*	0.07	+	0.20	+	0.14	+	0.14	+	0.22	+
Comovimientos	Período	0.27	+	0.23	+	0.27	+	0.27	+	0.27	+
	Período	0.07	+	0.20	+	0.14	+	0.14	+	0.22	+
Riesgo	Período	0.27	+	0.23	+	0.27	+	0.27	+	0.27	+
	Período	0.07	+	0.20	+	0.14	+	0.14	+	0.22	+

Nota: La significancia de los coeficientes se muestra de acuerdo con el nivel de confianza del 5%. Fuente: elaboración propia a partir de los datos de la base de datos del Banco Interamericano de Desarrollo (BID).

Tabla 11
Comovimientos cíclicos entre las variables fiscales y el PIB real
 Datos trimestrales (1987-2001)

Variable	1987-1997			1998-2001		
	β ₁	β ₂	β ₃	β ₁	β ₂	β ₃
INGRESOS TOTALES						
Modelado sistema (PIB)	12,59	2,69	2,21	4,68	2,76	2,90
Coeficiente	0,00	0,76	0,01	-0,71	0,24	0,02
Comovimiento	fuertes esta	mantenime	mantenime	fuertes esta	fuertes esta	mantenime
Problema	vaciloso	problema	problema	continúalo	problema	problema
β ₁	1	1	1	1	1	1
β ₂	abundado	abundado	abundado	abundado	abundado	abundado
β ₃	12,28	14,12	3,03	29,22	9,14	21,53
β ₄	1,03	6,37	0,42	17,11	7,24	3,77
INGRESOS CORRIENTES						
Modelado sistema (PIB)	12,26	2,71	2,28	4,66	2,22	2,22
Coeficiente	0,29	0,76	0,00	-0,71	0,25	0,73
Comovimiento	fuertes esta	mantenime	mantenime	fuertes esta	fuertes esta	fuertes esta
Problema	vaciloso	problema	problema	continúalo	problema	problema
β ₁	1	1	1	1	1	1
β ₂	abundado	abundado	abundado	abundado	abundado	abundado
β ₃	12,17	12,45	4,96	29,03	8,86	23,22
β ₄	1,10	6,52	0,72	17,22	7,11	33,55
INGRESOS TRIBUTARIOS						
Modelado sistema (PIB)	13,71	2,61	2,68	5,24	2,22	3,49
Coeficiente	0,26	0,69	0,79	-0,79	0,26	0,71
Comovimiento	fuertes esta	fuertes esta	fuertes esta	fuertes esta	fuertes esta	fuertes esta
Problema	vaciloso	problema	problema	continúalo	problema	problema
β ₁	1	1	1	1	1	1
β ₂	abundado	abundado	abundado	abundado	abundado	abundado
β ₃	11,66	11,09	4,93	29,22	2,95	20,61
β ₄	7,22	0,88	11,90	15,69	1,22	25,60

Tabla 11 (Cont.) Comovimientos cíclicos entre las variables fiscales y el PIB real

MILES DE \$10 MILLONES		2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
INGRESOS FISCALES	Impuestos relativos (en % del producto)	0.21	0.18	0.20	0.22	0.22	0.22	0.22	0.22	0.22	0.22
	Comovimiento	0.15	0.15	0.15	0.15	0.15	0.15	0.15	0.15	0.15	0.15
INGRESOS DE CAPITAL	Impuestos relativos (en % del producto)	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
	Comovimiento	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05

Nota: La volatilidad (desviación estándar) de las variables fiscales y del PIB real se calcula a partir de los datos de los años 2000-2019. Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de los países del MERCOSUR.

Tabla 12
Coefficientes de comovimientos cíclicos para los países del MERCOSUR
 Datos anuales (1975-2001)

Países/Variables	INGRESOS PÚBLICOS				GASTOS PÚBLICOS			
	Ingresos totales	Ingresos corrientes	Ingresos tributarios	Ingresos no tributarios	Ingresos de capital	Gastos totales	Gastos corrientes	Gastos de capital
Argentina	-0,21 (-0,62)	-0,20 (-0,61)	-0,24 (-0,71)	-0,70 (-0,97)	-1,28 (-1,81)	-0,19 (-0,60)	-0,15 (-0,47)	-0,43 (-0,47)
Brazil	1,15 (0,48)	1,39 (0,55)	-0,34 (-0,10)	0,00 (0,00)	7,21 (0,66)	2,63 (0,97)	1,73 (0,64)	3,67 (0,41)
Paraguay	1,22 (2,57)	1,12 (2,55)	1,45 (3,49)	0,18 (0,13)	15,13 (2,12)	1,22 (2,31)	0,55 (1,09)	2,57 (1,64)
Uruguay	1,92 (4,07)	1,99 (3,96)	2,05 (3,94)	1,62 (1,35)	-6,33 (-1,49)	1,35 (2,73)	1,46 (2,91)	0,05 (0,04)
Media	1,02	1,07	0,73	0,27	3,68	1,25	0,90	1,47
Desv. est.	0,89	0,93	1,21	0,98	9,46	1,16	0,86	1,98
Max.	1,92	1,99	2,05	1,62	15,14	2,63	1,73	3,67
Min.	-0,21	-0,20	-0,24	-0,24	0,00	-0,20	-0,15	0,05
Mediana	1,19	1,25	0,60	0,09	2,96	1,39	1,01	1,31

Nota: Los valores entre paréntesis corresponden al estadístico *t* de Student, calculado para contrastar la hipótesis de significancia estadística del coeficiente. El método de estimación es el de Máxima Verosimilitud. Fuente: Badagían y Cresta (2003), elaboración de autores en base a datos de cuentas públicas.

3. FLUTUAÇÕES DOS TERMOS DE TROCA E SUAS IMPLICAÇÕES PARA A COORDENAÇÃO DE TAXAS DE CÂMBIO NO MERCOSUL*

NELSON H. BARBOSA-FILHO**

I. INTRODUÇÃO

As recentes crises de balanço de pagamentos e a instabilidade financeira no Brasil e na Argentina indicaram claramente que a estabilidade macroeconômica nos dois países é interdependente. Primeiro, após a crise brasileira de 1998/99, o regime cambial argentino foi submetido a uma grande pressão. O principal mecanismo de transmissão foi o contágio da desvalorização brasileira sobre as expectativas de mercado quanto à sustentação da paridade cambial argentina com o dólar norte-americano, bem como o impacto negativo da desvalorização brasileira sobre o saldo comercial argentino. Quando a paridade argentina desmoronou, em 1998/99, foi a vez do Brasil experimentar um ataque especulativo devido ao contágio da desvalorização argentina sobre a confiança dos investidores na moeda brasileira. A estabilidade macroeconômica só foi restaurada em 2003, depois que os dois países experimentaram uma mudança em seus governos federais.

Independentemente das idiosincrasias e diferenças entre as políticas macroeconômicas de Lula e Kirchner, as lições do passado e o rápido realinhamento entre as moedas brasileira e argentina depois de 2002 deu nova força à idéia de coordenação macroeconômica no MERCOSUL, especialmente entre Brasil e Argentina.¹ A lógica subjacente à coordenação é clara

* Este artigo é parte do projeto de pesquisa “Coordenação de Políticas Macroeconômicas”, da Rede de Pesquisa Econômica do Mercosul, e financiado pelo *International Development Research Centre* (IDRC, Canadá). O autor agradece os comentários de Francisco Eduardo Pires de Souza, Cecília Hoff e José Antonio Pereira de Souza sobre uma versão preliminar deste texto. Todas as opiniões e eventuais erros são de responsabilidade do autor.

** Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro. E-mail: nhbarbosa@ie.ufrj.br.

¹ Na Declaração de Buenos Aires, em outubro de 2000, os governos do Brasil e da Argentina concordaram em buscar a convergência macroeconômica e a coordenação de políticas. A instabilidade financeira e o desalinhamento cambial nos dois países manti

e direta: como duas pequenas economias com restrição de liquidez externa, Brasil e Argentina estão sujeitos a *booms* e crises causados por flutuações nas condições internacionais de financiamento, especialmente na liquidez internacional.² Em tal contexto, uma taxa de câmbio real bilateral estável pode ser útil para lidar com choques externos comuns sem comprometer as relações comerciais e financeiras entre os dois países. De fato, as recentes crises externas no Brasil e na Argentina tornaram claro que regimes cambiais mutuamente consistentes nos dois países são uma condição necessária para o sucesso da integração econômica no MERCOSUL.

Uma baixa volatilidade da taxa real de câmbio entre o Brasil e a Argentina pode beneficiar o crescimento e a competitividade dos dois países através de dois canais principais. Primeiro, a estabilidade cambial estimula o comércio regional e permite às duas economias obter economias de escala e aprendizado associadas ao aumento do tamanho do mercado. Segundo, a estabilidade cambial incentiva a integração e o desenvolvimento dos mercados financeiros regionais, permitindo um aumento na diversificação de risco e na acumulação de capital nos dois países.

Apesar das principais razões para a coordenação cambial entre Brasil e Argentina estarem baseadas nos choques financeiros comuns experimentados pelos dois países no passado recente, é importante analisar se um movimento nessa direção faz sentido ou não diante das flutuações dos termos de troca das duas economias. Como economias sujeitas a uma restrição de liquidez internacional, Brasil e Argentina tendem a ajustar seus balanços comerciais à disponibilidade de financiamento externo.³ Uma taxa de câmbio real bilateral estável seria útil, portanto, somente se os dois países estiverem submetidos a choques de preço comuns por parte do resto do mundo. De fato, um dos resultados clássicos da teoria das áreas monetárias ótimas é que, para reduzir suas flutuações de renda, é ótimo para duas regiões ter uma mesma moeda somente se elas estiverem submetidas a choques de preços relativos similares.⁴ Por exemplo, se os preços de exportação do Brasil e da Argentina flutuarem conjuntamente, uma desvalorização coordenada de suas respectivas moedas contra o resto do mundo pode ser útil para compensar uma redução em seus preços

veram tal iniciativa dormente em 2000-02. O realinhamento cambial em 2003, e o começo de dois novos governos no Brasil e na Argentina, levantaram mais uma vez a possibilidade de coordenação macroeconômica. Para uma análise anterior da coordenação, ver, por exemplo, Eichengreen (1998).

² Para uma perspectiva estruturalista sobre a operação de restrição de liquidez sobre o balanço de pagamentos, ver Barbosa-Filho (2004a).

³ Para evidências nesse sentido sobre o Brasil, ver Barbosa-Filho (2004a).

⁴ As idéias básicas da literatura sobre áreas monetárias ótimas estão em Mundell (1961 e 1996). Para um estudo empírico recente, ver Rose e Engel (2000).

de exportação e, dessa forma, suavizar o ajuste de seus saldos comerciais aos novos preços internacionais.

Além do fato acima, e dado que uma política cambial comum terá de ser adotada também pelo Paraguai e o Uruguai, de modo a preservar a estrutura corrente do MERCOSUL, é também necessário investigar se as flutuações dos termos de troca desses dois países justificam ou não uma coordenação cambial com o Brasil e a Argentina.

O objetivo deste artigo é analisar a correlação entre os preços de exportação e importação dos quatro países do MERCOSUL e suas implicações para a coordenação de taxas de câmbio. Mais formalmente, o objetivo é medir o grau de flutuações comuns entre os termos de troca de cada par de países do MERCOSUL e analisar as implicações dos resultados para uma política cambial comum em face de restrições de liquidez. O período sob análise é 1980-2001, e como isto nos proporciona apenas 22 observações anuais a análise estatística será concentrada nas fontes de correlação entre cada par de países do MERCOSUL.⁵ Além disso, assumindo que os preços de exportação e importação têm vários determinantes, mas que nem todos esses determinantes mudam ao mesmo tempo, a análise estatística será realizada para as flutuações em vez de para os níveis desses preços.⁶

O texto está dividido em cinco seções além desta introdução. A seção II analisa as flutuações dos preços de exportação e a seção III faz o mesmo para os preços de importação. A seção IV junta os preços de exportação e importação na análise dos termos de troca. A seção V discute as implicações dos resultados empíricos para a coordenação cambial no MERCOSUL, e a seção VI conclui a análise com um resumo dos principais resultados e recomendações deste artigo.

II. PREÇOS DE EXPORTAÇÃO

A Figura 1 apresenta a taxa de crescimento dos índices de preços de cada país do MERCOSUL.⁷ Para facilitar a comparação visual, as séries de

⁵ Para uma análise somente do Brasil e da Argentina que utilize dados trimestrais de 1980 a 2002, ver Barbosa-Filho (2004b). Os resultados com dados trimestrais são qualitativamente os mesmos obtidos neste artigo com dados anuais.

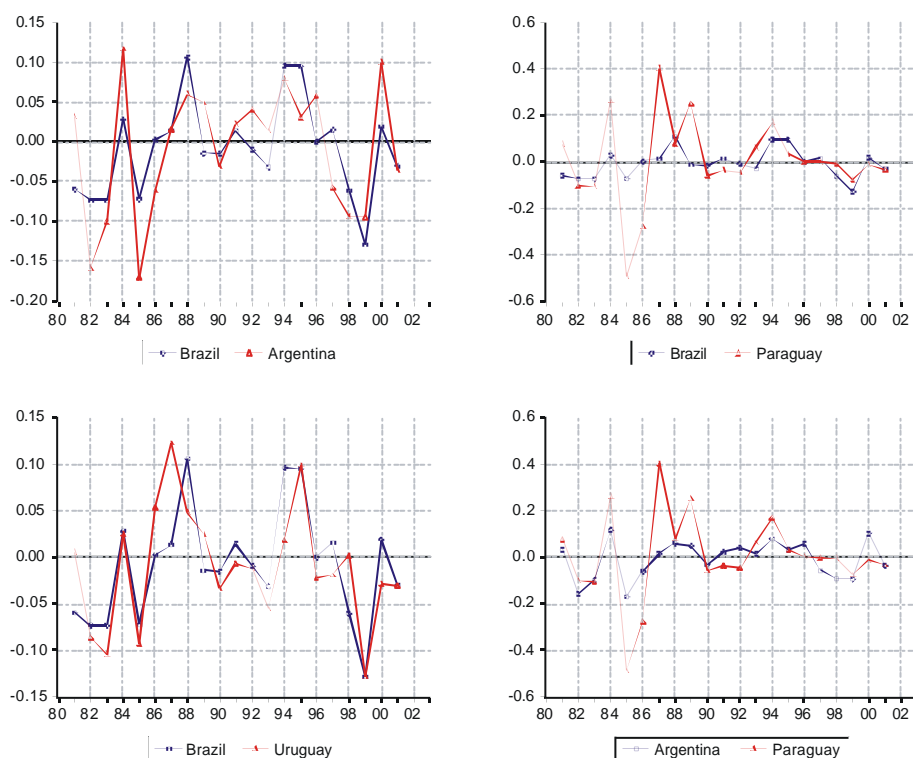
⁶ Como essas séries de preço são geralmente integradas de ordem um, trabalhar com suas primeiras diferenças tem a vantagem adicional de concentrar a análise sobre séries estacionárias.

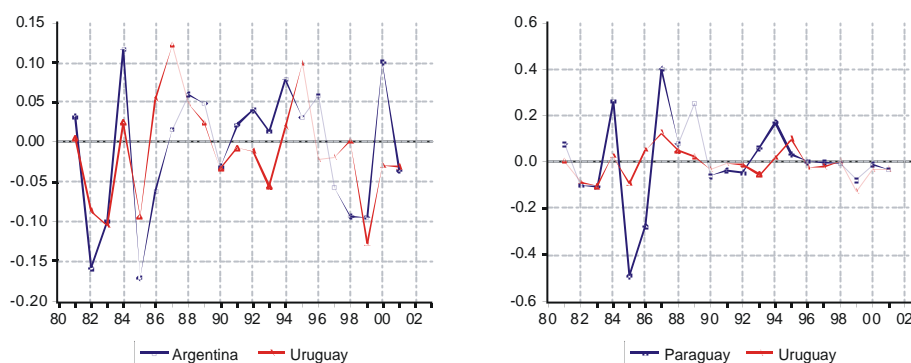
⁷ A não ser que seja especificado em contrário, as taxas de crescimento são definidas como a primeira diferença do logaritmo natural das séries correspondentes.

cada par de países são apresentadas em gráficos separados. Os principais fatos estilizados são os seguintes:

- (i) Existe uma alta sincronização entre Brasil, Argentina e Uruguai, isto é, a direção de mudança de seus preços de exportação é a mesma durante quase todo o período sob análise.
- (ii) O Paraguai se moveu praticamente junto com seus parceiros do MERCOSUL no início e em meados dos anos 1980, mas com uma volatilidade bem maior. Em meados e ao final dos anos 1990, os preços de exportação paraguaios mostraram, mais uma vez, uma pequena sincronização como o restante do MERCOSUL, especialmente com o Brasil.

Figura 1
Taxas de crescimento dos índices de preço de exportação
de cada país do MERCOSUL em 1980-2001





Fonte: Anuário Estatístico da CEPAL de 2002.

A Tabela 1 apresenta as principais propriedades estatísticas das séries de cada país. Os principais fatos estilizados são:

- (i) A taxa média de crescimento dos preços de exportação foi negativa (entre zero e -1%) para o Brasil, a Argentina e o Uruguai. Somente o Paraguai teve uma taxa positiva durante o período em análise.
- (ii) O Paraguai teve a maior volatilidade em termos absolutos, enquanto a Argentina teve a maior volatilidade em termos relativos.⁸
- (iii) Dado um choque, o ajustamento da taxa de crescimento dos preços de exportação em direção a sua média tende a ser mais rápido para a Argentina do que para os demais membros do MERCOSUL. Em números, 99% do ajustamento tendem a ser completados em aproximadamente 21 meses para a Argentina, 30 para o Paraguai, 33 para o Uruguai e 35 para o Brasil.⁹

⁸ O desvio padrão é a medida de volatilidade absoluta e o coeficiente de variação (desvio padrão dividido pela média) é a medida de volatilidade relativa.

⁹ Para calcular a duração do ajuste, todas as séries foram especificadas como um processo auto-regressivo de ordem um, e o coeficiente auto-regressivo foi utilizado para calcular quanto tempo seria necessário para que 99% de um choque temporário fosse absorvido.

Tabela 1
Estatísticas descritivas das taxas de crescimento
dos preços de exportação dos países do MERCOSUL

Países	Média	Desvio Padrão	Coefficiente de Variação	Autocorrelação de 1.ª ordem	Persistência*
Argentina	-0.57	7.98	13.99	-0.07	20.81
Brasil	-0.68	6.01	8.87	0.21	35.31
Paraguai	2.02	18.76	9.31	-0.16	29.82
Uruguai	-0.88	6.30	7.15	0.19	32.98

* Número de meses necessário para que 99% de um choque temporário seja absorvido com base em uma especificação AR(1) da variável sob análise.

Fonte: Anuário Estatístico da CEPAL de 2002.

Para investigar o grau de movimentos comuns no MERCOSUL, a Tabela 2 apresenta as correlações defasadas e contemporâneas entre os preços de exportação de cada par de países.¹⁰ Devido ao pequeno número de observações, foram calculadas apenas as correlações com uma defasagem ou adiantamento temporal. Em todos os pares a correlação contemporânea é positiva e maior em valor absoluto, isto é, o padrão no MERCOSUL parece ser uma flutuação conjunta dos preços de exportação em vez de flutuações em um país liderar flutuações em outro. Em termos gerais, os principais fatos estilizados são os seguintes:

- (i) A maior correlação é observada entre Brasil e Uruguai (0.74), seguida de perto por Brasil e Argentina (0.69). A menor correlação ocorre entre Brasil e Paraguai (0.42).
- (ii) Com exceção de Brasil e Paraguai, todos os coeficientes de correlação são maiores do que 0.5, o que indica um alto grau de movimentos comuns entre os preços de exportação dos países do MERCOSUL.¹¹

¹⁰ Em termos econômicos, o coeficiente de correlação mede o impacto de flutuações em uma variável sobre a esperança condicionada da outra variável. Mais formalmente, seja $E(A/B)$ a esperança de A dado B, por definição $E(A/B) = E(A) + CORR(A, B) \times [S(A)/S(B)] \times [B - E(B)]$, onde $E(A)$ e $E(B)$ são as esperanças não-condicionadas de A e B, respectivamente; $CORR(A, B)$ é a correlação entre A e B; e $S(A)$ e $S(B)$ são os desvios-padrão de A e B respectivamente.

¹¹ Formalmente e baseado na nota anterior, caso as duas séries tenham a mesma volatilidade, $S(A) = S(B)$, uma correlação de 0.5 mostra que 50% da flutuação de B são transmitidos para a esperança de A dado B.

Tabela 2
Correlação entre as taxas de crescimento dos preços de exportação dos países do MERCOSUL

Países	J=-1	J=0	J=1
Brasil no período t+J e Argentina no período t	0.10	0.69	0.15
Brasil no período t+J e Paraguai no período t	0.15	0.42	0.17
Brasil no período t+J e Uruguai no período t	0.33	0.74	0.11
Argentina no período t+J e Paraguai no período t	-0.07	0.68	-0.03
Argentina no período t+J e Uruguai no período t	-0.02	0.56	-0.03
Uruguai no período t+J e Paraguai no período t	-0.19	0.58	0.13

Fonte: Anuário Estatístico da CEPAL de 2002.

De modo a obter uma base de comparação para as correlações dentro do MERCOSUL, a Tabela 3 apresenta as correlações entre as taxas de crescimento dos preços de exportação de cada país do MERCOSUL e os Estados Unidos da América (EUA). Estabelecendo 0.5 como o valor de corte entre uma correlação “alta” e “baixa”, Brasil e Paraguai também apresentam uma alta correlação com os EUA. No entanto, no caso do Brasil, as correlações com a Argentina e o Uruguai são mais altas do que com os EUA, enquanto no caso do Paraguai somente a correlação com a Argentina é maior do que com os EUA. Finalmente, somente para Argentina e Uruguai todas as correlações com países do MERCOSUL são mais altas do que com os EUA.

Tabela 3
Correlação contemporânea entre as taxas de crescimento dos preços de exportação do MERCOSUL e dos EUA

Países	Correlação
EUA e Brasil	0.58
EUA e Argentina	0.43
EUA e Paraguai	0.62
EUA e Uruguai	0.47

Fonte: Anuário Estatístico da CEPAL de 2002 e US Bureau of Economic Analysis.

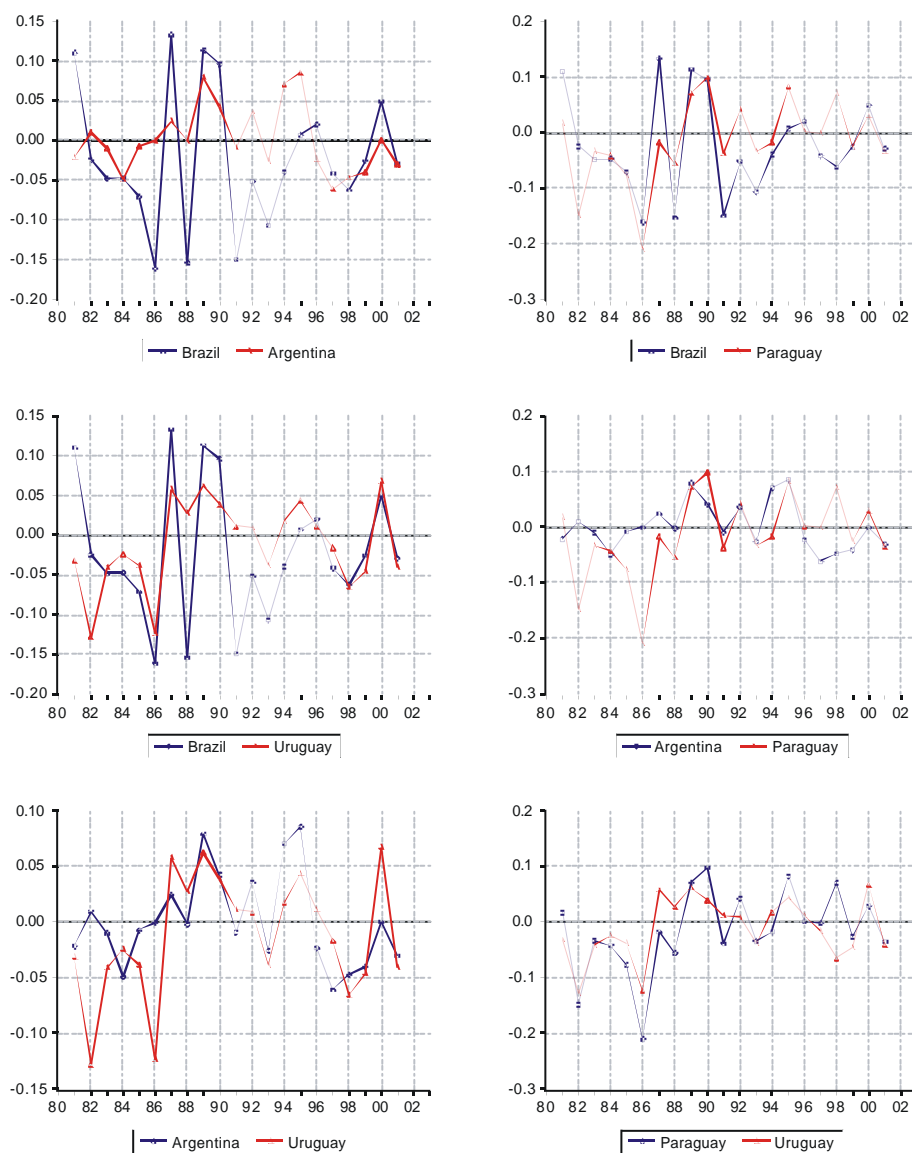
Baseado somente nas flutuações dos preços de exportação, podemos concluir que existem evidências de uma forte sincronização entre Brasil, Uruguai e Argentina, o que, em princípio, tende a justificar a adoção de uma coordenação de taxas de câmbio entre esses países. Vejamos a evidência relativa aos preços de importação.

III. PREÇOS DE IMPORTAÇÃO

A Figura 2 apresenta as taxas de crescimento dos índices de preço das importações de cada país do MERCOSUL. Assim como fizemos na seção II, cada par de países é apresentado em gráficos separados e os principais fatos estilizados são:

- (i) Não existiram basicamente flutuações sincronizadas entre os preços de importação do Brasil e da Argentina entre 1980 e a criação do MERCOSUL, em 1988. Depois disso os preços de importação apresentaram algumas flutuações conjuntas, mas ao redor de níveis diferentes.
- (ii) O Brasil e o Uruguai apresentaram flutuações sincronizadas durante a maior parte do período em análise.
- (iii) A Argentina e o Uruguai tiveram flutuações dessincronizadas no início dos anos 1980. Desde então, a direção de mudança dos preços de importação foi basicamente a mesma.
- (iv) As flutuações dos preços de importação do Paraguai apresentaram uma alta sincronização com o Brasil e o Uruguai de 1980 a meados dos anos 1990. A sincronização com a Argentina foi pequena durante a maior parte do período em análise.

Figura 2
Taxas de crescimento dos índices de preço
de importação de cada país do MERCOSUL em 1980-2001



Fonte: Anuário Estatístico da CEPAL de 2002.

A Tabela 4 apresenta as principais propriedades estatísticas das taxas de crescimento dos preços de importação de cada país. Os principais fatos estilizados são:

- (i) O crescimento médio dos preços de importação foi positivo, mas pequeno, para a Argentina. Os outros três países do Mercosul registraram um “crescimento” médio anual negativo, entre -1% e -2%.
- (ii) A taxa de crescimento dos preços de importação do Brasil apresentou a maior volatilidade em termos absolutos, mas a menor volatilidade em termos relativos. Como seu crescimento médio foi próximo de zero, os preços de importação da Argentina tiveram a taxa de crescimento mais volátil em termos relativos. A volatilidade relativa do Paraguai e a do Uruguai foram basicamente as mesmas.
- (iii) A persistência dos choques foi maior para a Argentina, seguida de perto pelo Brasil. Dado um choque temporário, as taxas de crescimento dos preços de importação da Argentina e do Brasil levariam aproximadamente 46 e 43 meses para completar os 99% do ajuste em relação às suas médias, respectivamente. Os períodos de ajuste para o Uruguai e o Paraguai seriam de 33 e 28 meses, respectivamente.

Tabela 4
Estatísticas descritivas das taxas de crescimento
dos preços de importação dos países do MERCOSUL

Países	Média	Desvio Padrão	Coefficiente de Variação	Autocorrelação de 1.a ordem	Persistência*
Argentina	0.19	4.26	22.37	0.30	45.77
Brasil	-1.92	8.54	4.45	-0.29	42.78
Paraguai	-1.26	7.06	5.60	0.14	27.99
Uruguai	-1.03	5.35	5.20	0.19	33.47

* Número de meses necessário para que 99% de um choque temporário seja absorvido com base em uma especificação AR(1) da variável sob análise.

Fonte: Anuário Estatístico da CEPAL de 2002.

Passando aos efeitos entre países, a Tabela 5 apresenta as correlações entre as taxas de crescimento dos preços de importação de cada par de países. Assim como verificamos para os preços de exportação, as maiores correlações em termos absolutos ocorrem sem defasagem ou adiantamento temporal. No entanto, na maioria dos casos, a correlação contemporânea entre as taxas de crescimento dos preços de importação é menor do que a verificada entre as taxas de crescimento dos preços de exportação. Os principais fatos estilizados são:

- (i) A correlação mais baixa ocorre entre Argentina e Paraguai (0.30), seguida da correlação entre Brasil e Argentina (0.34).
- (ii) A maior correlação ocorre entre Uruguai e Paraguai (0.70), seguida da correlação entre Brasil e Paraguai (0.57).
- (iii) As correlações entre Brasil e Uruguai e entre Argentina e Uruguai são aproximadamente iguais (0.49).

Tabela 5
Correlação entre as taxas de crescimento
dos preços de importação dos países do MERCOSUL

Países	J-1	J=0	J=1
Brasil no período t+J e Argentina no período t	-0.29	0.34	0.12
Brasil no período t+J e Paraguai no período t	-0.16	0.57	-0.24
Brasil no período t+J e Uruguai no período t	-0.18	0.49	-0.14
Argentina no período t+J e Paraguai no período t	0.24	0.30	-0.25
Argentina no período t+J e Uruguai no período t	0.35	0.49	0.08
Uruguai no período t+J e Paraguai no período t	-0.10	0.70	0.28

Fonte: Anuário Estatístico da CEPAL de 2002.

Como realizado na seção anterior, a Tabela 6 apresenta as correlações contemporâneas entre os preços de importação de cada país do MERCOSUL e os EUA. Em contraste com os resultados obtidos para os preços de exportação, a evidência é que a correlação com os EUA tende a ser maior do que as correlações dentro do MERCOSUL. Por exemplo, no caso do Brasil, a correlação com os EUA é maior do que com a Argentina. No caso da Argentina a correlação com os EUA é maior do que com qualquer país do MERCOSUL. No caso do Uruguai, a correlação é maior com os EUA

do que com o Brasil ou com a Argentina e, somente no caso do Paraguai, existe uma sincronização maior com o restante do *MERCOSUL* (devido ao Brasil e ao Uruguai) do que com os EUA.

Tabela 6
Correlação contemporânea entre as taxas de crescimento dos preços de importação do MERCOSUL e dos EUA

Países	Correlação
EUA e Brasil	0.46
EUA e Argentina	0.53
EUA e Paraguai	0.31
EUA e Uruguai	0.68

Fonte: Anuário Estatístico da CEPAL de 2002 e US Bureau of Economic Analysis.

Até este momento o padrão entre os países do MERCOSUL pode ser resumido como uma alta correlação positiva entre flutuações dos preços de exportações e correlação também positiva, mas moderada, entre as flutuações dos preços de importação. Quando comparada com os EUA, a sincronização das flutuações dos preços de exportação é maior entre Brasil, Argentina e Uruguai do que entre cada um desses países e os EUA, o que inicialmente justifica uma coordenação cambial no MERCOSUL. Em contraste, as flutuações dos preços de importação desses três países apontam mais para uma coordenação cambial com os EUA do que entre si. A solução natural seria, então, uma coordenação entre Brasil, Argentina e Uruguai em torno de uma taxa real de câmbio comum em relação ao dólar norte-americano.

Para completar a análise, falta investigar como o preço de exportação de um país impacta sobre o preço de importação de outro país dentro do MERCOSUL, isto é, falta investigar a relação entre os termos de troca dos países do MERCOSUL.

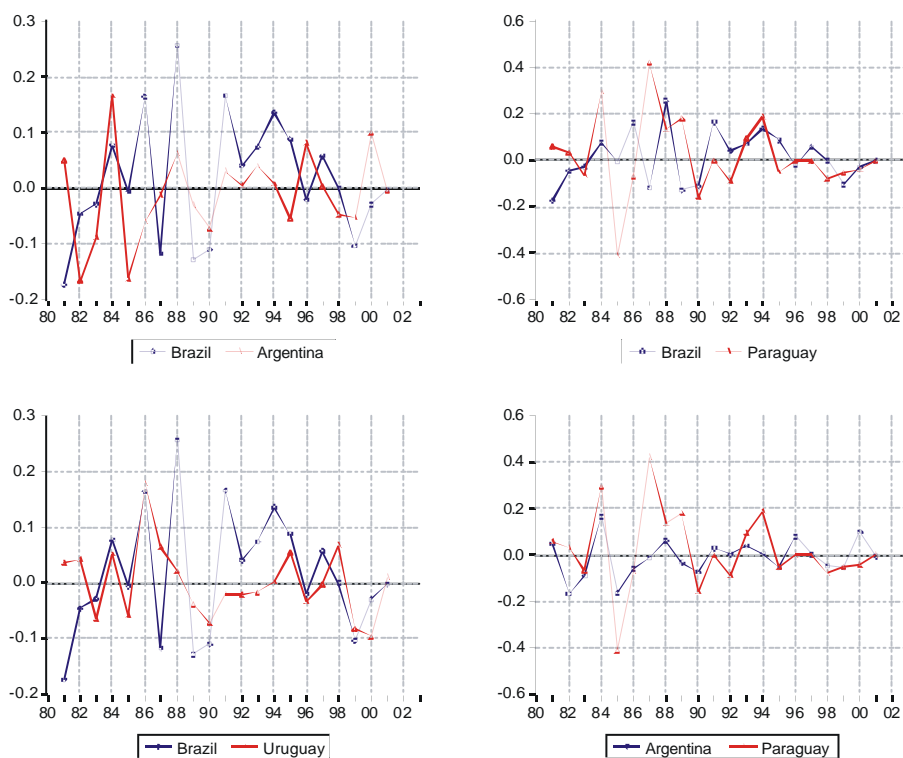
IV. TERMOS DE TROCA

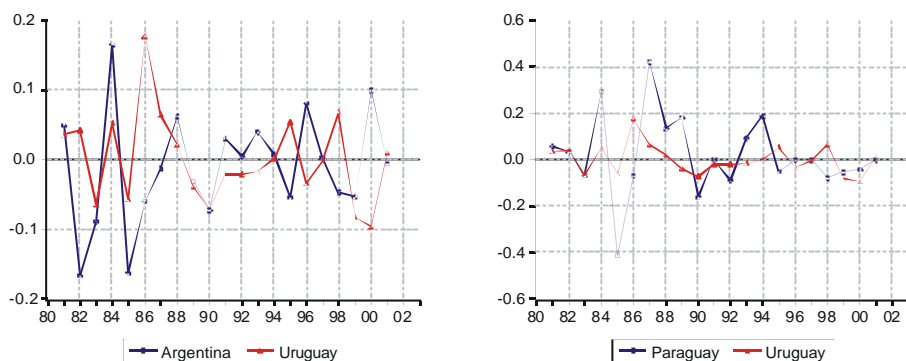
A Figura 3 apresenta as taxas de crescimento dos termos de troca de cada par de países do MERCOSUL. Os principais fatos estilizados são os seguintes:

- (i) Houve uma pequena sincronização entre as flutuações dos termos de troca do Brasil e da Argentina durante o período em

- análise. Contudo, as mudanças comuns parecem ser mais coincidências do que resultados de um padrão regular.
- (ii) Os termos de troca brasileiros e uruguaios apresentaram algumas flutuações sincronizadas em meados dos anos 1980 e ao final dos anos 1990.
 - (iii) A Argentina e o Uruguai não tiveram praticamente flutuações sincronizadas. De fato, durante a maior parte dos anos 1990, os termos de troca de cada país flutuaram em direções opostas.
 - (iv) De seus três parceiros no MERCOSUL, o Paraguai apresentou flutuações sincronizadas somente com a Argentina, e mesmo assim somente em meados dos anos 1980.

Figura 3
Taxas de crescimento dos índices de termos de troca
de cada país do MERCOSUL em 1980-2001





Fonte: Anuário Estatístico da CEPAL de 2002.

A Tabela 7 apresenta as principais estatísticas descritivas das taxas de crescimento dos termos de troca de cada país do MERCOSUL. Os principais fatos estilizados são:

- (i) A taxa média de crescimento foi positiva para Brasil, Paraguai, e Uruguai, e negativa para a Argentina.
- (ii) Os termos de troca do Paraguai foram os mais voláteis em termos absolutos, enquanto o Uruguai teve a maior volatilidade relativa, seguido pela Argentina. O Brasil e o Paraguai tiveram basicamente a mesma volatilidade relativa.
- (iii) A persistência dos choques foi maior para a Argentina, seguidamente Brasil, Paraguai e Uruguai. Dado um choque exógeno, 99% do ajuste tendem a ser completados em 47 meses para a Argentina, 40 meses para o Brasil, 28 meses para o Paraguai, e somente 13 meses para o Uruguai.

Tabela 7
Estatísticas descritivas das taxas de crescimento
dos termos de troca dos países do MERCOSUL

Países	Média	Desvio Padrão	Coefficiente de Variação	Autocorrelação de 1.a ordem	Persistência*
Argentina	-0.68	8.03	11.75	-0.31	46.60
Brasil	2.04	11.51	5.64	-0.27	39.72
Paraguai	3.31	18.03	5.45	-0.14	28.09
Uruguai	0.30	6.59	22.08	-0.01	12.59

* Número de meses necessário para que 99% de um choque temporário seja absorvido com base em uma especificação AR(1) da variável sob análise.

Fonte: Anuário Estatístico da CEPAL de 2002.

A Tabela 8 apresenta a correlação entre as taxas de crescimento dos termos de troca entre cada par de países do MERCOSUL. Com exceção do par Argentina e Paraguai, todos os coeficientes são menores do que 0.5 em valor absoluto. Em resumo, os principais fatos estilizados são:

- (i) Apesar da alta correlação entre as taxas de crescimento de seus preços de exportação, a correlação entre os termos de troca do Brasil e da Argentina (0.24) foi baixa durante o período em análise. O mesmo se verifica entre Brasil e Uruguai.
- (ii) A correlação entre Brasil e Paraguai foi positiva e pequena, com mudanças nos termos de troca brasileiros tendendo a preceder mudanças nos termos de troca paraguaios.
- (iii) Em contraste, as mudanças nos termos de troca uruguaios parecem preceder e estar negativamente correlacionadas com mudanças nos termos de troca da Argentina.
- (iv) Uruguai e Paraguai apresentaram uma pequena correlação negativa, com mudanças no Uruguai também tendendo a preceder mudanças no Paraguai.

Tabela 8
Correlação entre as taxas de crescimento
dos termos de troca dos países do MERCOSUL

Países	J=-1	J=0	J=1
Brasil no período t+J e Argentina no período t	0.00	0.24	-0.11
Brasil no período t+J e Paraguai no período t	0.18	0.02	0.00
Brasil no período t+J e Uruguai no período t	0.10	0.34	-0.33
Argentina no período t+J e Paraguai no período t	-0.25	0.53	-0.21
Argentina no período t+J e Uruguai no período t	-0.20	-0.01	-0.30
Uruguai no período t+J e Paraguai no período t	-0.37	0.32	0.24

Fonte: Anuário Estatístico da CEPAL de 2002.

A Tabela 9 apresenta as correlações contemporâneas entre as taxas de crescimento dos termos de troca dos EUA e cada país do MERCOSUL. De um lado, no caso da Argentina e do Paraguai, não existe praticamente correlação com os EUA. De outro lado, no caso do Brasil e do Uruguai, a correlação com os EUA foi positiva e pequena. No caso específico do Brasil, apesar de pequena, a correlação com os EUA foi maior do que a correlação com a Argentina.

Tabela 9
Correlação contemporânea entre as taxas de crescimento
dos termos de troca do MERCOSUL e dos EUA

Países	Correlação
EUA e Brasil	0.30
EUA e Argentina	-0.05
EUA e Paraguai	-0.04
EUA e Uruguai	0.20

Fonte: Anuário Estatístico da CEPAL de 2002 e US Bureau of Economic Analysis.

Considerando todos os resultados, as evidências obtidas dos termos de troca indicam, basicamente, não existir flutuações sincronizadas entre Brasil e Paraguai e entre Argentina e Uruguai no período em análise. Apesar disso, a pequena correlação positiva entre Brasil e Argentina dá algum apoio à coordenação de taxas de câmbio entre as duas maiores economias do MERCOSUL, no caso do Brasil a evidência também dá algum apoio a uma coordenação cambial com os EUA. Antes de passarmos às implicações desses resultados para a política cambial, cabe analisar as fontes das correlações entre as flutuações dos termos de troca.

Os baixos coeficientes de correlação da Tabela 9 revelam, além das correlações entre preços de exportação e entre preços de importação, também existe uma correlação “cruzada” entre os preços de exportação de um país e os preços de importação de outros países, o que é obviamente um resultado do comércio intra-regional. Por exemplo, no caso de Brasil e Argentina, a alta correlação entre os preços de exportação dos dois países tende, *ceteris paribus*, a resultar em uma alta correlação entre os respectivos termos de troca. No entanto, se o preço de exportação do Brasil também for altamente e positivamente correlacionado com o preço de importação da Argentina devido ao comércio bilateral, uma mudança nos preços de exportação brasileiros tende a aumentar tanto os preços de exportação quanto os preços de importação argentinos, tendo apenas um pequeno impacto residual sobre os termos de troca daquele país. Logo, apesar das flutuações sincronizadas entre os preços de exportação, o resultado final é uma baixa correlação entre os termos de troca.

Para analisar as correlações cruzadas entre as flutuações dos preços de exportação e importação no MERCOSUL, a Tabela 10 apresenta todas as correlações contemporâneas entre as taxas de crescimento dessas séries para cada par de países. Em termos econômicos os resultados podem ser interpretados da seguinte forma:

- Brasil e Argentina: a baixa correlação positiva (0,24) entre os termos de troca acontece porque a correlação entre os preços de exportação (0,69) é parcialmente compensada pela correlação entre os preços de exportação brasileiros e os preços de importação argentinos (0,44). No mesmo sentido, a correlação entre os preços de importação (0,34) é parcialmente compensada pela correlação entre os preços de importação brasileiros e os preços de exportação argentinos (0,20).
- Brasil e Paraguai: a correlação quase nula (0,02) entre os termos de troca acontece porque a correlação entre os preços de importação do Brasil e os preços de exportação do Paraguai (0,46) compensa a correlação entre os preços de exportação (0,42) e entre os preços de importação (0,57) dos dois países.
- Brasil e Uruguai: a pequena correlação positiva (0,34) entre as flutuações dos termos de troca ocorre porque a correlação entre os preços de exportação (0,74) é compensada pela correlação entre os preços de exportação brasileiros e os preços de importação uruguaios (0,54), enquanto a correlação entre os preços de importação (0,49) só é parcialmente compensada pela baixa correlação entre os preços de importação brasileiros e os preços de exportação uruguaios (0,17).
- Argentina e Paraguai: a alta correlação positiva (0,55) entre as flutuações dos termos de troca é resultado da alta correlação entre os preços de exportação dos dois países (0,68), o que por sua vez não é compensado por altas correlações cruzadas entre os preços de exportação de um país e os preços de importação do outro país.
- Argentina e Uruguai: a correlação quase nula (-0,01) entre as taxas de crescimento dos termos de troca é resultado da alta correlação cruzada entre os preços de exportação e de importação dos dois países. De fato, a maior correlação ocorre entre os preços de exportação argentinos e os preços de importação uruguaios (0,67), o que basicamente anula a correlação entre os preços de exportação dos dois países (0,56). Similarmente, a correlação entre os preços de importação dos dois países (0,49) é também anulada pela correlação entre os preços de importação argentinos e os preços de importação uruguaios. (0,41).
- Uruguai e Paraguai: a pequena correlação positiva entre as flutuações dos termos de troca (0,32) acontece devido à alta correlação entre as taxas de crescimento dos preços de importação dos dois países, (0,70), que por sua vez não é compensada pela correlação entre os preços de importação uruguaios e os preços de exportação paraguaios (0,16). De outro lado, a correlação entre os preços

de exportação dos dois países (0.58) é anulada pela correlação entre as taxas de crescimento dos preços de exportação uruguaios e os preços de importação paraguaios (0.53).

Tabela 10
Correlação contemporânea entre as taxas de crescimento dos termos de troca e dos preços de exportações e importações entre países do MERCOSUL

Países	Termos de troca	Exportação-Exportação	Importação-Importação	Exportação-Importação*	Importação-Exportação**
Brasil e Argentina	0.24	0.69	0.34	0.44	0.20
Brasil e Paraguai	0.02	0.42	0.57	0.13	0.46
Brasil e Uruguai	0.34	0.74	0.49	0.54	0.17
Argentina e Paraguai	0.53	0.68	0.30	0.37	0.21
Argentina e Uruguai	-0.01	0.56	0.49	0.67	0.41
Uruguai e Paraguai	0.32	0.58	0.70	0.53	0.16

* Preços de exportação do primeiro país e preços de importação do Segundo país no rótulo da linha.

** Preços de importação do primeiro país e preços de exportação do segundo país no rótulo da linha.

Fonte: Anuário Estatístico da CEPAL de 2002.

A covariância entre as flutuações dos termos de troca de dois países pode ser decomposta aditivamente em quatro elementos: um fator exportação-exportação, um fator importação-importação, um fator exportação-importação e um fator importação-exportação. Utilizando esse fato, podemos isolar a contribuição de cada coeficiente da Tabela 10 para a correlação entre os termos de troca.¹² Os resultados são apresentados na Tabela 11 e, tomando a primeira linha de tal tabela como exemplo, a interpretação é que a correlação de 0.24 entre os termos de troca brasileiros e argentinos pode ser decomposta da seguinte maneira: 0.37 da correlação positiva entre os preços de exportação dos dois países; 0.14 da correlação positiva entre os preços de importação dos dois países; -0.12 da correlação positiva entre os preços de exportação do Brasil e os preços de importação da Argentina; e -0.15 da correlação positiva entre os preços de importação do Brasil e os preços de exportação da Argentina. Em outras palavras, $0.24 = 0.37 + 0.14 - 0.12 - 0.15$.

¹² Veja o apêndice para os detalhes formais desta decomposição.

Tabela 11
Decomposição da correlação contemporânea entre as taxas
de crescimento dos termos de troca entre países do MERCOSUL*

Países	Termos de troca	Exportação-Exportação	Importação-Importação	Exportação-Importação**	Importação-Exportação***
Brasil e Argentina	0.24	0.37	0.14	0.12	0.15
Brasil e Paraguai	0.02	0.25	0.19	0.03	0.39
Brasil e Uruguai	0.34	0.40	0.33	0.25	0.13
Argentina e Paraguai	0.53	0.74	0.07	0.16	0.12
Argentina e Uruguai	-0.01	0.56	0.22	0.58	0.21
Uruguai e Paraguai	0.32	0.62	0.26	0.49	0.07

* A soma da segunda e terceira colunas menos a soma da quarta e quinta colunas é igual ao valor na primeira coluna, ocorrendo pequenas discrepâncias devido ao arredondamento dos números para duas casas decimais. ** Preços de exportação do primeiro país e preços de importação do Segundo país no rótulo da linha. *** Preços de importação do primeiro país e preços de exportação do segundo país no rótulo da linha.
 Fonte: Anuário Estatístico da CEPAL de 2002.

Comparando os números nas Tabelas 10 e 11, podemos observar que a ordem das contribuições de cada elemento para as correlações entre os termos de troca não corresponde necessariamente à ordem dos coeficientes de correlação correspondentes. Por exemplo, no caso de Brasil e Argentina, os coeficientes de correlação na Tabela 10 indicam que o impacto dos preços de exportação do Brasil sobre os preços de importação da Argentina (0.44) maior do que o impacto dos preços de exportação da Argentina sobre os preços de importação do Brasil (0.20). No entanto, quando calculamos as contribuições das covariâncias, observamos que o impacto efetivo dos preços de exportação brasileiros sobre os preços de importação argentinos (0,12) é, na verdade, ligeiramente menor do que o impacto dos preços de exportação argentinos sobre os preços de importação brasileiros (0,15). Essa diferença é um resultado da diferença entre as volatilidades (desvio-padrão) das séries em questão. O sentido intuitivo desse resultado é que uma correlação maior em um sentido (do Brasil para a Argentina) é compensada por uma variação maior na outra direção (da Argentina para o Brasil), resultando basicamente em contribuições idênticas em ambas as direções.

V. IMPLICAÇÕES PARA A COORDENAÇÃO DE TAXAS DE CÂMBIO

Das seções anteriores podemos concluir que os quatro países do MERCOSUL apresentam uma alta correlação positiva entre as flutuações de seus preços de exportação, uma correlação positiva moderada entre as flutuações de seus preços de importação, e uma pequena correlação positiva entre as flutuações de seus termos de troca. Esse último resultado é uma decorrência da alta correlação “cruzada” entre os preços de exportação de um país e os preços de importação do outro país, o que por sua vez é causado, por exemplo, pelo comércio intra-região. Para verificar as implicações desses resultados para a coordenação de taxas de câmbio, e dada a centralidade do Brasil e da Argentina para o MERCOSUL, cabe começar com uma análise de qual seria o melhor regime ou acordo cambial bilateral entre esses dois países.

A hipótese subjacente em toda esta seção é que tanto o Brasil quanto a Argentina têm uma restrição de liquidez nos mercados financeiros internacionais, de modo que a causalidade corre dos fluxos de capital no presente para os fluxos comerciais no futuro. Em outras palavras, como esses dois países se defrontam como mercados financeiros incompletos no exterior, eles têm de ajustar seus balanços em conta corrente à oferta de financiamento externo para manter suas reservas internacionais acima do nível mínimo consistente com a estabilidade cambial. Como variações nos saldos em conta corrente do Brasil e da Argentina são basicamente resultado de variações nos seus saldos comerciais,¹³ a cadeia causal corre dos fluxos de capitais no presente para os fluxos comerciais no futuro.

Quais são as implicações de choques sobre os termos de troca na situação acima? Dado um choque sobre seus preços de exportação ou importação, o Brasil e a Argentina podem ter de promover uma mudança compensatória em suas taxas de câmbio com o intuito de evitar um desvio excessivo de seus saldos comerciais em relação aos níveis requeridos para manter a estabilidade macroeconômica no longo prazo. Em outras palavras, o Brasil e a Argentina podem ter de desvalorizar suas moedas depois de choques adversos sobre seus termos de troca, e revalorizar depois de choques favoráveis, para manter seus saldos comerciais em um nível consistente com suas restrições de liquidez. A rigidez nominal de preços nos dois países garante que, pelo menos no curto prazo,

¹³ De acordo com os dados anuais de 1980-2001, a correlação entre as variações dos balanços comerciais e em conta corrente foi de 91% para o Brasil e 95% para a Argentina, isto é, ajustar a conta corrente significa ajustar o saldo comercial para esses dois países.

essas variações nas taxas nominais de câmbio resultarão também em variações nas taxas reais de câmbio, o que por sua vez tende a suavizar as variações no balanço comercial.

Será que os dois países necessitam modificar suas taxas de câmbio em relação ao resto do mundo na mesma direção e proporção? Nesse ponto entra a importância da correlação entre os termos de troca, isto é, com base nos resultados apresentados na seção anterior, a resposta é *sim* para a direção e *não* para a proporção. Para ver porque, considere uma situação em que ocorre um choque adverso sobre os termos de troca do Brasil. Os termos de troca argentinos também tendem a cair, mas proporcionalmente menos do que os termos de troca brasileiros. Essa mudança nos preços relativos (e a restrição de liquidez) demanda, então, uma desvalorização compensatória em ambos os países, mas não na mesma proporção. Em outras palavras, depois de um choque adverso sobre os termos de troca brasileiros, a desvalorização deve ser maior no Brasil do que na Argentina porque somente uma parcela do choque original também foi experimentada pela Argentina. Conseqüentemente, o efeito líquido será um aumento da taxa real de câmbio (medida como unidades do produto doméstico por unidade do produto estrangeiro) dos dois países contra o resto do mundo, o que compensará totalmente ou parcialmente o impacto dos novos preços relativos sobre seus saldos comerciais. Entre os dois países, a moeda argentina se valorizará em relação à moeda brasileira em termos reais, exercendo um impacto negativo sobre o saldo comercial bilateral daquele país com o Brasil. O resultado final é que os custos do choque adverso mais intenso sobre o Brasil serão parcialmente financiados pela Argentina através de mudanças no saldo comercial entre os dois países.

Por que a Argentina desejaria adotar o procedimento acima? Porque o oposto acontecerá no caso de um choque adverso mais intenso sobre a Argentina. Em resumo, depois de uma redução mais intensa dos termos de troca da Argentina, tanto este país quanto o Brasil desvalorizariam suas moedas, mas a moeda brasileira se valorizaria em relação à moeda argentina em termos reais. Essa mudança na taxa real de câmbio bilateral faria, então, com que o Brasil financiasse parte dos custos do choque adverso sobre a Argentina. O mesmo raciocínio se aplica aos casos de choques favoráveis sobre os termos de troca, isto é, os ganhos provenientes da mudança nos preços relativos de um país seriam compartilhados com o outro país através de mudanças na taxa real de câmbio bilateral entre eles.

Em termos gerais, a pequena correlação positiva entre as flutuações dos termos de troca brasileiros e argentinos permite aos dois países diversificar e compartilhar o risco de choques de preços relativos mediante uma flutuação administrada e conjunta de suas moedas. A próxima questão é, qual seria o melhor sistema cambial para implementar esse

mecanismo de divisão de risco? A resposta depende da existência ou não de uma tendência comum nos termos de troca dos dois países.¹⁴ Caso exista uma tendência comum, os dois países deveriam adotar uma flutuação suja e conjunta de suas moedas para estabilizar sua taxa de câmbio real bilateral. Mudanças temporárias nessa taxa dependeriam, então, de que país fosse mais afetado por variações nos preços internacionais, mas essas mudanças não deveriam se desviar demasiadamente da paridade real pré-especificada para que a coordenação cambial fosse efetiva.

O mesmo tipo de flutuação administrada é teoricamente possível mesmo se os termos de troca do Brasil e da Argentina tiverem tendências diferentes. A única diferença seria que, em vez de flutuar ao redor de uma paridade real estável, as moedas dos dois países flutuariam ao redor de uma paridade real móvel. O problema teórico desse esquema é a possibilidade de que, no longo prazo, a moeda de um país tenderá a se tornar infinitamente barata ou cara em relação à moeda do outro país para compensar tendências divergentes de seus termos de troca. A evidência histórica indica, contudo, que situações dessa natureza não persistem indefinidamente, isto é, uma deterioração ou um ganho prolongado nos termos de troca estimula mudanças estruturais nas economias afetadas. No caso específico de Brasil e Argentina, cabe notar ainda que um aumento do comércio bilateral intra-indústria também pode resultar em uma tendência comum para os termos de troca dos dois países, ou seja, ao incentivar o comércio bilateral, a coordenação cambial provavelmente promoverá uma sincronização maior das flutuações dos termos de troca dos dois países.¹⁵

Passando para as implicações de uma coordenação cambial entre Brasil e Argentina para o Paraguai e o Uruguai, o principal fato a ser considerado é que os termos de troca do Uruguai flutuam quase que independentemente dos termos de troca da Argentina, enquanto os termos de troca do Paraguai flutuam quase que independentemente dos termos de troca do Brasil. Devido a esse fato estilizado, a resposta do Uruguai e do Paraguai a choques nos termos de troca do Brasil e da Argentina depende de qual desses dois últimos países é mais afetado pelo choque.

¹⁴ Como apresentado em Barbosa-Filho (2004b), os termos de troca do Brasil e da Argentina apresentaram tendências diferentes nos anos 1980 e nos começos dos anos 1990. Desde então os dois países parecem flutuar em torno de uma tendência comum.

¹⁵ Como indicado por Frankel e Rose (1996) e por Corsetti e Pesenti (2002), a integração comercial pode ser tanto uma pré-condição para quanto uma consequência de uma integração econômica bem-sucedida. Em outras palavras, o comércio intra-regional geralmente aumenta após uma integração econômica. Se isto resultar em um maior comércio intra-indústria, os fluxos comerciais dos dois países tornam-se crescentemente concentrados nos mesmos produtos e, portanto, influenciados pelos mesmos preços.

Por exemplo, considere o caso do Uruguai. Uma redução nos termos de troca do Brasil tende a ser acompanhada por uma redução menos do que proporcional nos termos de troca do Uruguai. A situação é, portanto, basicamente a mesma que a verificada entre Argentina e Brasil analisada acima, isto é, as moedas uruguaia e brasileira devem ser desvalorizadas contra o resto do mundo para compensar a mudança dos preços relativos, mas a moeda uruguaia deve se apreciar em relação à moeda brasileira em termos reais. O oposto aconteceria no caso de um aumento dos termos de troca brasileiros.

Quando o choque é mais intenso sobre a Argentina do que sobre o Brasil, os termos de troca do Uruguai tendem a permanecer constantes. Não é preciso nenhuma variação da taxa de câmbio para compensar a mudança nos preços relativos devido à correlação quase nula entre as flutuações dos termos de troca argentinos e uruguaio. No entanto, o Uruguai pode acabar seguindo a desvalorização do Brasil ou da Argentina para evitar uma redução de seu saldo comercial com esses países.

Em termos gerais, e assumindo que Brasil e Argentina coordenem suas taxas de câmbio do modo apresentado anteriormente, o Uruguai tem três alternativas após um choque adverso sobre os termos de troca da Argentina: não fazer nada, seguir o Brasil ou seguir a Argentina. Se o Uruguai não fizer nada, sua moeda se apreciará em relação ao Brasil e à Argentina, mas permanecerá estável em relação ao restante do mundo. O resultado será neutro para o saldo comercial do Uruguai com o resto do mundo, mas negativo para o seu saldo comercial com o Brasil e a Argentina.

Se o Uruguai seguir o Brasil, sua moeda se valorizará em relação à moeda Argentina e se depreciará em relação ao resto do mundo. O resultado será neutro para o saldo comercial do Uruguai com o Brasil, negativo para o saldo comercial do Uruguai com a Argentina e positivo para o saldo comercial do Uruguai com o resto do mundo. Em contraste, se o Uruguai seguir a Argentina, sua moeda se desvalorizará em relação ao Brasil e ao resto do mundo. O resultado será neutro para o saldo comercial do Uruguai com a Argentina, e positivo para o seu saldo comercial com o Brasil e com o resto do mundo.

Teoricamente, a escolha do Uruguai deve ser baseada no seu volume de comércio com a Argentina, o Brasil e o resto do mundo. Dependendo de qual parceiro for mais importante para a estabilidade macroeconômica, a escolha de regime cambial muda. No entanto, como faria mais sentido para o Uruguai seguir a Argentina em face de choques sobre os termos de troca do Brasil, seria mais simples e fácil para o Uruguai seguir a Argentina em todas as circunstâncias. A situação do Paraguai é qualitativamente a mesma que a do Uruguai, desde que a Argentina seja substituída pelo Brasil como o país a ser seguido na coordenação entre as taxas de câmbio do MERCOSUL.

VI. CONCLUSÃO

Existe uma forte sincronização entre os preços de exportação dos países do MERCOSUL, especialmente entre Brasil, Argentina e Uruguai. Existe também uma sincronização moderada entre as flutuações dos preços de importação, mas quando todos os dados são analisados conjuntamente, as variações dos preços de exportação e de importação resultam em uma pequena correlação positiva entre as flutuações dos termos de troca. A razão de tal resultado é a correlação “cruzada” entre o preço de exportação de um país e o preço de importação de outro país, o que tende a compensar parcialmente as correlações entre os preços de exportação e as correlações entre os preços de importação.

Baseado somente nas correlações positivas entre seus termos de troca, e assumindo que ambos os países tenham uma restrição de liquidez no mercado financeiro internacional, uma coordenação cambial pode ser útil para que o Brasil e a Argentina dividam os custos e os benefícios de choques sobre seus preços de exportação e importação. No entanto, dado o ainda pequeno grau de correlação entre os dois países, tal coordenação deve começar sendo flexível o suficiente para permitir pequenos desvios temporários na taxa real de câmbio bilateral, enquanto ambos os países desvalorizam ou valorizam suas moedas em relação ao resto do mundo.

Uma vez que seus termos de troca tendem a se mover na mesma direção, mas não necessariamente na mesma proporção, o Brasil e a Argentina podem se beneficiar de uma flutuação conjunta e flexível de suas moedas. Caso esses dois países optem por tal política, faz mais sentido para o Uruguai seguir a variação cambial da Argentina, quando os choques de preços relativos fossem mais intensos sobre o Brasil, e não fazer nada quando os choques de preços relativos forem mais intensos sobre a Argentina. Em contraste, o Paraguai deveria seguir o Brasil quando os choques fossem mais intensos sobre a Argentina e não fazer nada quando os choques forem mais intensos sobre o Brasil.

Devido à situação idiossincrática dos termos de troca do Uruguai e do Paraguai em relação ao Brasil e à Argentina, bem como à pequena correlação positiva entre as flutuações dos termos de troca do Brasil e da Argentina, a melhor forma para começar a coordenação cambial no MERCOSUL é seguir as lições do Sistema Monetário Europeu de 1979-98, ou seja, começar pela especificação de um largo intervalo para as flutuações de todas as moedas do MERCOSUL em torno de uma paridade real ou nominal comum em relação ao resto do mundo.

Em geral, a estabilização das taxas de câmbio bilaterais dentro do MERCOSUL e a flutuação conjunta de suas moedas em relação ao resto do mundo podem ser um instrumento importante e efetivo para estimular o comércio intra-regional, desenvolver os mercados financeiros da

região, e aumentar a competitividade internacional de todos os seus países. Porém, para evitar os erros do passado recente, é crucial que a flutuação conjunta do Brasil e da Argentina ocorra em torno de uma taxa real de câmbio em relação ao resto do mundo que seja competitiva o suficiente para promover a estabilidade macroeconômica nos dois países. Se isso acontecer, todos os países do MERCOSUL serão beneficiados.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Barbosa-Filho, N.H. (2001). "The balance-of-payments constraint: from balanced trade to sustainable debt." *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review* 219 (2001): 381-399.
- Barbosa-Filho, N.H. (2004a). "International Liquidity and Growth in Brazil." In: G. Epstein (org). *Financialization and the Global Economy*, Cheltenham: Edward Elgar, forthcoming.
- Barbosa-Filho, N.H. (2004b). "Trends and Fluctuations in Brazilian and Argentine Trade Flows." Institute of Economics, Federal University of Rio de Janeiro.
- Corsetti, G. e P. Pesenti (2002). "Self-Validating Optimum Currency Areas." NBER Working Paper 8783.
- Eichengreen, B. (1998). "Does MERCOSUR Need a Single Currency." NBER Working Paper 6821.
- Frankel, J.A. e A.K. Rose (1996). "The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria," NBER Working Paper 5700.
- Mundel, R.A. (1961). "A Theory of Optimum Currency Areas." *American Economic Review*.
- Mundel, R.A. (1996). "Updating the Agenda for Monetary Union." Speech Presented at the December 1996 Tel Aviv Conference on Optimum Currency Areas.
- Rose, A.K. e C. Engel (2000). "Currency Unions and International Integration," NBER Working Paper 7872.

APÊNDICE

Decomposição da Correlação

Sejam TA e TB as primeiras diferenças dos logaritmos naturais dos termos de troca da Argentina e do Brasil, respectivamente. Por definição a covariância entre TA e TB pode ser expressa como

$$COV(TA, TB) = COV[(XA - MA), (XB - MB)]$$

Onde XA e XB são as taxas de crescimento dos preços de importação da Argentina e do Brasil, respectivamente, e MA e MB são as taxas de crescimento de seus preços de importação. Como $COV(TA, TB) = E(TA \cdot TB) - E(TA) \cdot E(TB)$, após algumas operações algébricas, chegamos a

$$COV(TA, TB) = COV(XA, XB) + COV(MA, MB) - COV(XA, MB) - COV(MA, XB);$$

que pode ser utilizado para decompor a correlação entre TA e TB . Formalmente, a correlação entre TA e TB é dada por

$$CORR(TA, TB) = \frac{COV(TA, TB)}{S(TA)S(TB)}$$

onde $S(w)$ representa o desvio-padrão da variável w .

Da decomposição da covariância apresentada acima, temos que

$$CORR(TA, TB) = CONT(XA, XB) + CONT(MA, MB) - CONT(XA, MB) - CONT(MA, XB);$$

onde

$$CONT(XA, XB) = CORR(TA, TB) \left[\frac{COV(XA, XB)}{COV(TA, TB)} \right]$$

é a "contribuição" dos preços de exportação para a correlação entre os termos de troca. O mesmo raciocínio se aplica aos outros componentes de $CORR(TA, TB)$.

A relação entre a contribuição e a correlação de quaisquer dois termos é:

$$CONT(XA, XB) = CORR(XA, XB) \left[\frac{S(XA)S(XB)}{S(TA)S(TB)} \right]$$

Finalmente, a ordem das contribuições não é necessariamente igual à ordem das correlações, pois a volatilidade das variáveis em análise não é necessariamente a mesma. Por exemplo, considere $CORR(XA,MB)$ e $CORR(MA,MB)$. Dos resultados acima temos que:

$$\frac{CONT(XA,MB)}{CONT(MA,MB)} = \frac{CORR(XA,MB)}{CORR(MA,MB)} \left[\frac{S(XA)S(MB)}{S(MA)S(MB)} \right]$$

Em outras palavras, a razão entre as contribuições não é necessariamente igual à razão das correlações devido às possíveis diferenças entre os desvios-padrão das variáveis envolvidas.



4. TENDÊNCIAS E FLUTUAÇÕES NOS FLUXOS COMERCIAIS DO BRASIL E DA ARGENTINA*

NELSON H. BARBOSA-FILHO**

I. INTRODUÇÃO

Brasil e Argentina respondem por 96% da população e da renda do MERCOSUL, isto é, o sucesso ou fracasso do MERCOSUL dependem basicamente da integração econômica entre esses dois países.¹ No passado recente, o desalinhamento entre as taxas de câmbio real do Brasil e da Argentina foi o principal impedimento ao aprofundamento da integração econômica do MERCOSUL. Depois da crise da Argentina de 2001/2002, os preços relativos entre os dois países retornaram aos níveis verificados em meados dos anos 1990 e, mais uma vez, os dois países se vêem diante da questão de coordenar, ou não, suas políticas macroeconômicas, especialmente suas políticas cambiais, para promover a integração econômica do MERCOSUL.

Devido aos choques financeiros experimentados pelos países emergentes no passado recente, a discussão sobre coordenação macroeconômica no MERCOSUL tem se concentrado sobre o comportamento dos fluxos de capitais e outros temas financeiros. De fato, como a maioria dos choques externos sobre a região tem ocorrido via fluxos de capitais, é natural que a análise de política macroeconômica tenda a se concentrar sobre o impacto das taxas de juros domésticas e do déficit público sobre as expectativas dos investidores quanto à fragilidade financeira de cada país. No entanto, independentemente da importância dos fluxos de capital para a estabilidade macroeconômica, é também necessário analisar se a coordenação macroeconômica faz sentido sob a perspectiva do balanço em conta corrente.

* Este artigo é parte do projeto de pesquisa “Coordenação de Políticas Macroeconômicas”, da Rede de Pesquisa Econômica do Mercosul, e financiado pelo *International Development Research Centre* (IDRC, Canadá). O autor agradece os comentários de Francisco Eduardo Pires de Souza, Cecília Hoff e José Antonio Pereira de Souza sobre uma versão preliminar deste texto. Todas as opiniões e eventuais erros são de responsabilidade do autor.

** Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro. E-mail: nhbarbosa@ie.ufrj.br.

¹ Números baseados nos dados de população e PIB (conceito de paridade do poder de compra) de 2002 e disponíveis em www.worldbank.org.

Em linhas gerais, flutuações nos fluxos internacionais de capital tendem a “apertar” ou “afrouxar” a restrição de liquidez sobre o Brasil e a Argentina e, dessa forma, determinar o ajuste do saldo em conta corrente dos dois países. Se os dois países têm por objetivo coordenar suas políticas macroeconômicas, é preciso, então, checar se seus saldos em conta corrente flutuam ou não de modo similar. Tanto para o Brasil quanto para a Argentina, flutuações no saldo em conta corrente são basicamente determinados por flutuações no saldo comercial. Além disso, o padrão nos dois países é que o saldo comercial se ajusta à disponibilidade de financiamento externo com algumas defasagens temporais. Em períodos de alta liquidez internacional, o saldo comercial tende a cair depois do aumento na entrada de capital externo, o que por sua vez é geralmente acompanhado por uma redução da taxa real de câmbio. Em períodos de baixa liquidez internacional o oposto tende a acontecer.

O objetivo deste artigo é analisar se os fluxos comerciais do Brasil e da Argentina tendem a flutuar conjuntamente. Em outras palavras, o objetivo é estimar e analisar o grau de movimentos comuns nos índices de preço e de quantidade das exportações e importações dos dois países. O texto está organizado em quatro seções além desta introdução. A seção II apresenta as tendências e flutuações dos índices de preço e de quantidade dos fluxos comerciais. A seção III analisa o grau de flutuações comuns e a causalidade de Granger entre as séries de preços e as séries de termos de troca. A seção IV faz o mesmo para as séries de quantidades exportadas e importadas, bem como analisa a relação dessas séries com as flutuações no Produto Interno Bruto (PIB) de cada país. A seção V conclui o texto com uma análise da possível coordenação cambial em face das correlações e causalidades de Granger observadas entre as séries.

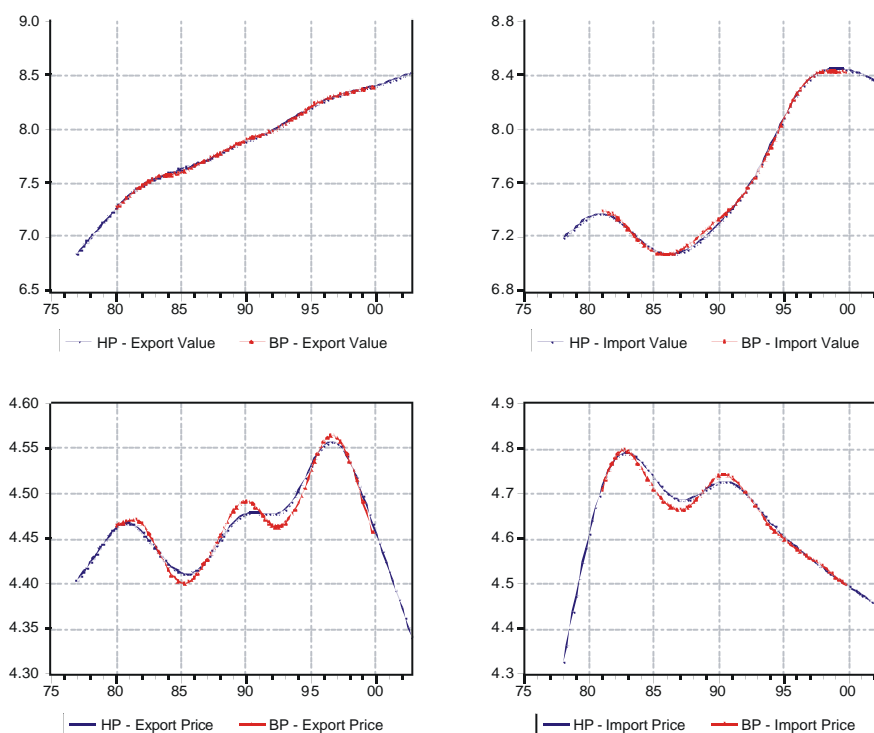
II. TENDÊNCIAS E FLUTUAÇÕES

Esta seção apresenta as tendências e flutuações das exportações e importações brasileiras e argentinas com base nos filtros de Hodrick-Prescott (HP) e de banda intermediária (*band-pass* ou BP). O filtro HP foi aplicado às séries com ajuste sazonal e utilizou um parâmetro de suavização igual a 1600. O filtro BP foi programado para capturar flutuações com periodicidade entre 6 e 32 trimestres e aplicado às séries sem ajuste sazonal.² Como indicado pelas Figuras 1 e 2, as duas metodologias resultam

² Para os fundamentos e as aplicações do filtro HP, ver, por exemplo, Hodrick e Prescott (1997). Para o filtro BP, ver, por exemplo, Baxter e King (1995). O parâmetro

basicamente nas mesmas tendências de longo prazo para o valor e os índices de preço e quantidade das exportações e importações do Brasil e da Argentina. A principal diferença é que as séries “BP” são mais curtas do que as séries “HP” porque nós precisamos das primeiras e últimas 12 observações para aplicar o filtro BP.³

Figura 1
Tendências de longo prazo das exportações e importações brasileiras obtidas mediante os filtros de Hodrick-Prescott (HP) e de banda intermediária (band-pass ou BP)



de suavização do filtro HP foi programado em 1600 porque este é o valor recomendado por Hodrick e Prescott (1997) e adotado na literatura. Quanto mais alto esse valor, mais a tendência se aproximará de uma reta. A periodicidade do filtro BP foi programada entre 6 e 32 trimestres porque esses são os valores recomendados por Baxter e King (1995) e utilizados na literatura sobre flutuações econômicas.

³ Quanto maior o número de observações utilizadas em seu cálculo, mais preciso é o filtro BP. Neste artigo utilizamos as primeiras e últimas 12 observações devido ao tamanho reduzido da amostra.

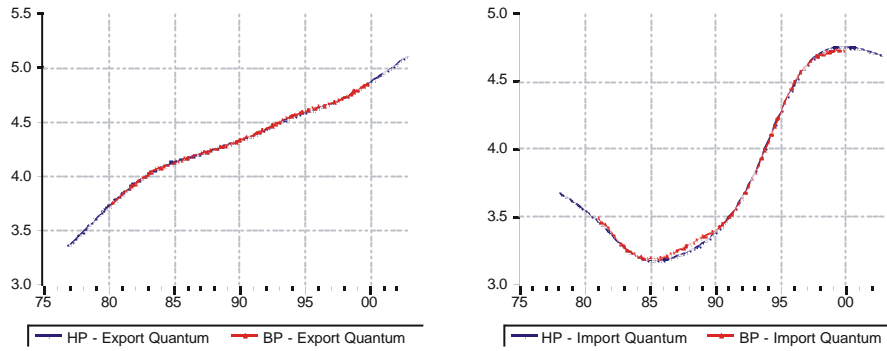
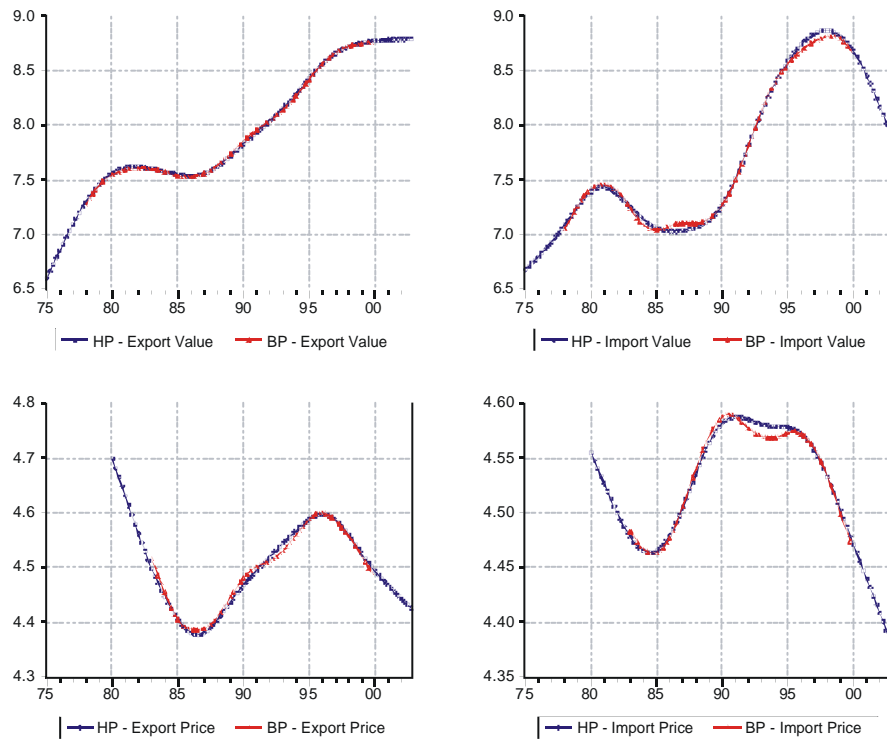
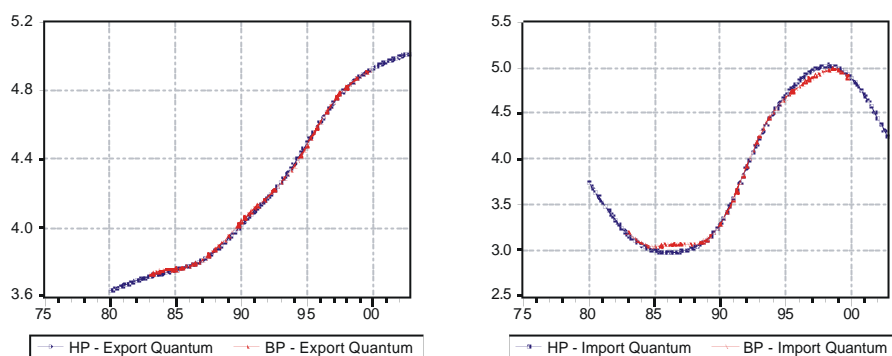


Figura 2
Tendências de longo prazo das importações e exportações argentinas
obtidas mediante os filtros de Hodrick-Prescott (HP)
e de banda intermediária (band-pass ou BP)





Em termos econômicos, as tendências de longo prazo podem ser interpretadas como resultado de “ondas longas” com periodicidade de oito anos ou mais.⁴ Por analogia, as flutuações representam as ondas de curto e de médio prazos com periodicidade menor do que oito anos. A principal diferença entre as estimativas HP e BP é que as primeiras não separam o curto do médio prazo, enquanto que as últimas capturam apenas fatores de médio prazo, isto é, flutuações com periodicidade entre os limites pré-especificados.⁵ Como apresentado nas Figuras 3 e 4, em todas as séries sob análise as flutuações HP e BP são altamente sincronizadas, mas as estimativas BP têm uma flutuação mais suave do que as estimativas HP. A principal razão para isso é que o ajuste sazonal realizado antes da aplicação do filtro HP não elimina completamente as flutuações de curto prazo (alta frequência).

⁴ A tendência BP de longo prazo foi estimada por um filtro de “banda alta” (*high-pass*) que exclui flutuações com periodicidade menor do que oito anos.

⁵ De fato, o filtro HP pode ser interpretado como uma aproximação de um filtro de banda alta, isto é, um filtro que captura as flutuações com periodicidade acima de um valor pré-estabelecido.

Figura 3
Flutuações das exportações e importações brasileiras
obtidas mediante os filtros de Hodrick-Prescott (HP)
e de banda intermediária (band-pass ou BP)

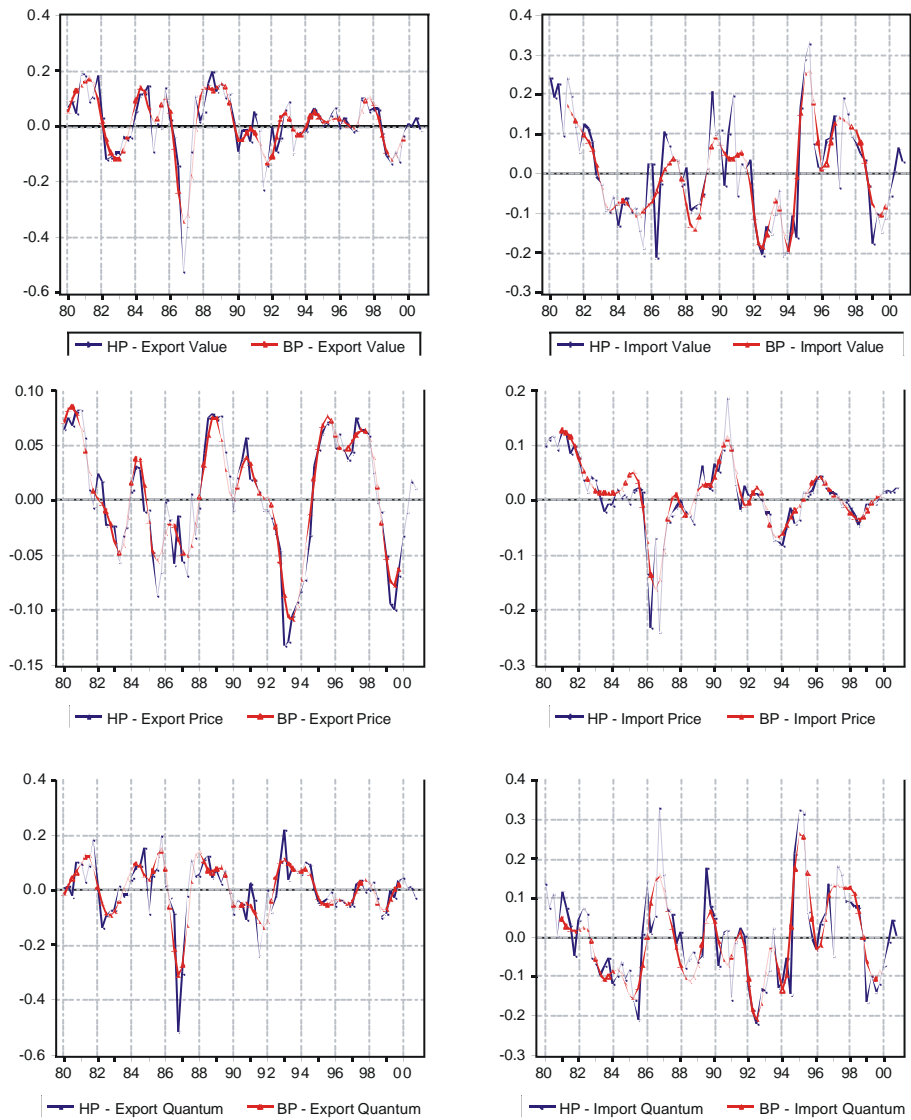
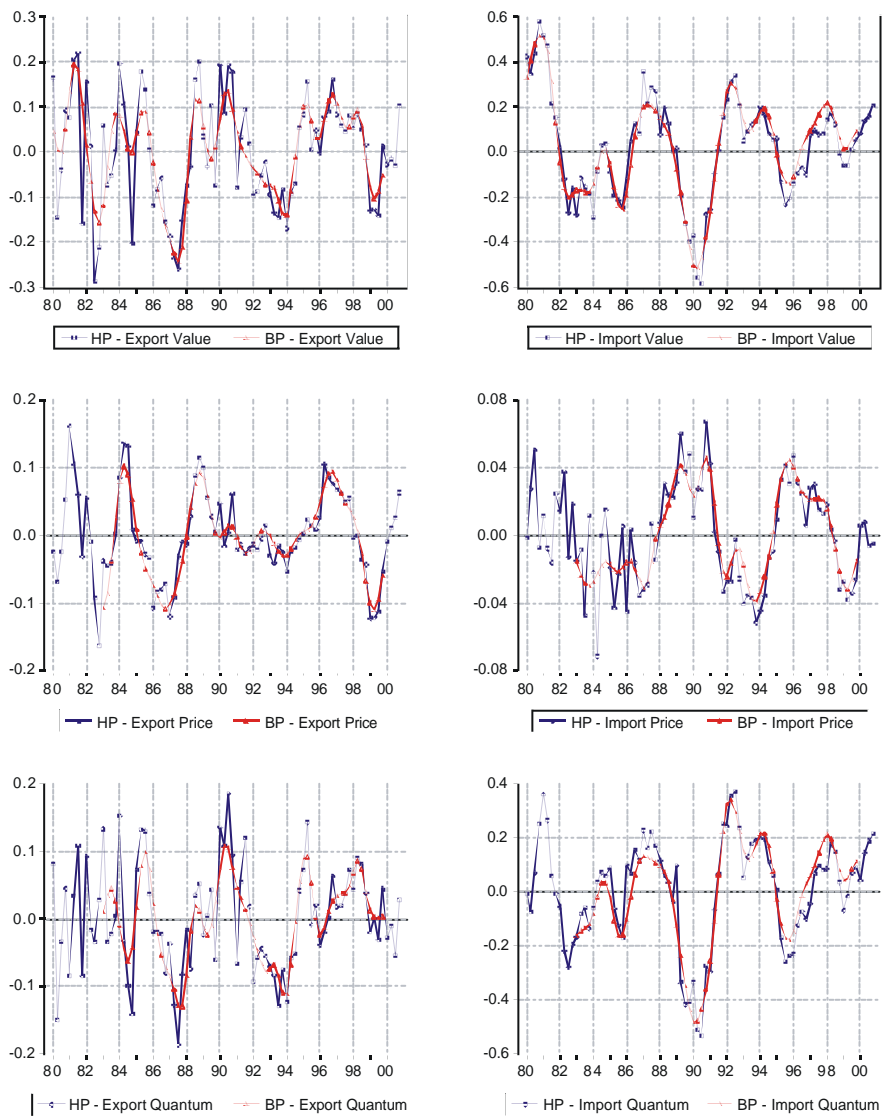


Figura 4
Flutuações das exportações e importações argentinas
obtidas mediante os filtros de Hodrick-Prescott (HP)
e de banda intermediária (band-pass ou BP)



Para medir a sincronia entre as tendências e flutuações BP e HP, a Tabela 1 apresenta as correlações entre as duas estimativas para cada série sob análise. De um lado, a correlação entre as tendências é bastante próxima de um para todas as variáveis consideradas. De outro, a correlação entre as flutuações também é alta, variando de 0.78 a 0.86 dependendo da variável considerada.

Tabela 1
Correlação entre as estimativas de tendências e entre as estimativas de flutuações obtidas através dos filtros de Hodrick-Prescott (HP) e de banda intermediária (band-pass ou BP)

Variáveis	Brasil	Argentina
Tendências do valor das exportações	1.000	1.000
Tendências do preço das exportações	0.982	0.995
Tendências das exportações reais	1.000	1.000
Flutuações do valor das exportações	0.884	0.830
Flutuações do preço das exportações	0.960	0.927
Flutuações das exportações reais	0.841	0.785
Tendências do valor das importações	0.999	0.999
Tendências do preço das importações	0.991	0.994
Tendências das importações reais	1.000	0.999
Flutuações do valor das importações	0.869	0.945
Flutuações do preço das importações	0.906	0.882
Flutuações das importações reais	0.852	0.930

Como os dois componentes de tendência são basicamente os mesmos, independentemente do filtro utilizado, as próximas seções se referirão somente às estimativas HP na análise dos fatores de longo prazo. A análise das flutuações de curto e médio prazos irá comparar as estimativas HP com as estimativas BP para checar se a metodologia utilizada tem ou não um impacto importante sobre as correlações estimadas.

Para completar a descrição estatística das séries, as Tabelas 2 e 3 apresentam as variâncias e os coeficientes de correlação serial das flutuações estimadas pelos métodos HP e BP.

Tabela 2
Variância e autocorrelação das flutuações dos fluxos comerciais do Brasil e da Argentina de acordo com o filtro de Hodrick-Prescott (com parâmetro de suavização de 1600)

Variável*	Variâncias	Autocorrelação de ordem J			
		J-1	J-2	J-3	J-4
BRA XP	0.0029	0.815	0.618	0.437	0.203
BRA MP	0.0044	0.770	0.615	0.447	0.252
ARG XP	0.0038	0.736	0.438	0.205	0.066
ARG MP	0.0008	0.606	0.486	0.406	0.360
BRA XQ	0.0093	0.489	0.104	0.004	-0.107
BRA MQ	0.0124	0.597	0.321	0.172	0.070
ARG XQ	0.0055	0.355	0.155	0.099	0.092
ARG MQ	0.0420	0.830	0.607	0.362	0.160
BRA TT	0.0039	0.614	0.406	0.271	0.034
ARG TT	0.0034	0.586	0.252	-0.011	-0.021
BRA Y	0.0009	0.641	0.271	0.230	0.290
ARG Y	0.0018	0.752	0.518	0.344	0.145

* BRA=Brasil, ARG=Argentina, XP=preço de exportação, MP=preço de importação, XQ=quantidade exportada, MQ=quantidade importada, TT=termos de troca e Y=renda real.

Tabela 3
Variância e autocorrelação das flutuações dos fluxos comerciais do Brasil e da Argentina de acordo com o filtro de banda intermediária (band-pass, com periodicidade entre 1.5 e 8 anos)

Variável*	Variâncias	Autocorrelação de ordem J			
		J-1	J-2	J-3	J-4
BRA XP	0.0025	0.937	0.763	0.522	0.273
BRA MP	0.0030	0.922	0.714	0.450	0.219
ARG XP	0.0034	0.922	0.706	0.415	0.129
ARG MP	0.0007	0.945	0.806	0.628	0.457
BRA XQ	0.0079	0.852	0.484	0.072	-0.231
BRA MQ	0.0103	0.882	0.587	0.259	0.034
ARG XQ	0.0037	0.884	0.602	0.290	0.059
ARG MQ	0.0357	0.943	0.785	0.563	0.323
BRA TT	0.0033	0.887	0.593	0.234	-0.046
ARG TT	0.0023	0.902	0.637	0.297	-0.017
BRA Y	0.0007	0.893	0.631	0.345	0.163
ARG Y	0.0016	0.927	0.732	0.474	0.212

* BRA=Brasil, ARG=Argentina, XP=preço de exportação, MP=preço de importação, XQ=quantidade exportada, MQ=quantidade importada, TT=termos de troca e Y=renda real.

No geral, as variâncias das séries HP e BP são próximas entre si e, em todas as comparações entre duas séries distintas obtidas por uma mesma metodologia, a ordem da volatilidade é sempre a mesma. Por exemplo, durante o período sob análise, os preços de importação brasileiros foram mais voláteis do que os preços de exportação brasileiros independentemente do filtro utilizado. No mesmo sentido, os preços de exportação brasileiros foram menos voláteis que os preços de exportação argentinos independentemente do filtro utilizado. Considerando todos os resultados, os fatos estilizados sobre a volatilidade das séries são os seguintes:

- (i) As flutuações dos preços de exportação foram mais voláteis para a Argentina do que para o Brasil, enquanto as flutuações dos preços de importação foram mais voláteis para o Brasil do que para a Argentina.
- (ii) As flutuações dos termos de troca brasileiros foram mais voláteis do que as flutuações dos termos de troca argentinos.
- (iii) As flutuações das exportações reais foram mais voláteis para o Brasil do que para a Argentina, enquanto as flutuações das importações reais foram mais voláteis para a Argentina do que para o Brasil.

Passando aos coeficientes de correlação serial, para cada série a ordem das estimativas é a mesma, independentemente do filtro utilizado. Por exemplo, considerando as flutuações dos preços de exportação brasileiros, os números das Tabelas 2 e 3 mostram que a correlação de primeira ordem é maior do que a correlação de segunda ordem tanto para a estimativa HP quanto para a estimativa BP, e assim em diante.

Comparando as séries de preço e quantidade de um mesmo país, na maioria dos casos as flutuações de preço apresentaram uma autocorrelação maior do que as flutuações de quantidades. Somente no caso das importações argentinas a autocorrelação das flutuações de preços é menor do que a das flutuações de quantidade. Como o valor absoluto da correlação serial pode ser interpretado como uma *proxy* da persistência de choques exógenos sobre a série em análise, podemos concluir que choques reais são absorvidos mais rapidamente do que choques de preço no caso das exportações e importações brasileiras e das exportações argentinas. O oposto acontece somente para as importações argentinas.

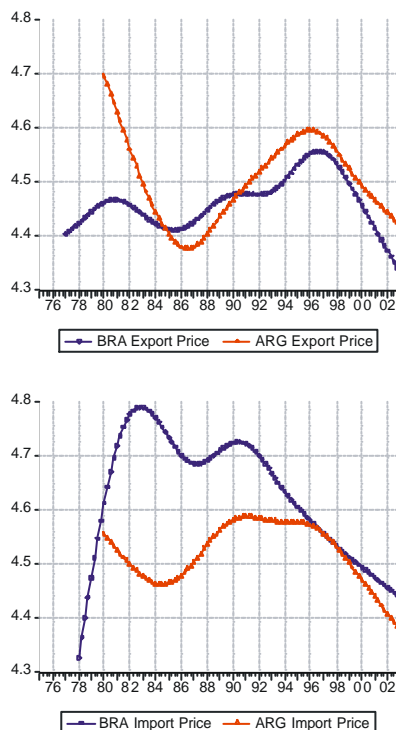
Comparando os índices de preço e quantidade dos dois países, as Tabelas 2 e 3 mostram que, no caso dos preços de exportação, a persistência dos choques é maior para o Brasil do que para a Argentina independentemente do filtro utilizado. De outro lado, no caso das importações reais, a persistência é menor para o Brasil do que para a Argentina. Para o restante das variáveis a ordem dos países varia de acordo com o método utilizado e, portanto, não é possível estabelecer um único fato estilizado.

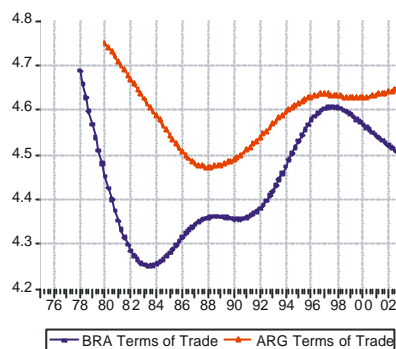
III. PREÇOS E TERMOS DE TROCA

A Figura 5 apresenta as tendências de longo prazo dos preços de exportação e importação e dos termos de troca do Brasil e da Argentina. Considerando cada variável separadamente, os preços de exportação dos dois países apresentam uma tendência similar somente a partir de 1992. Uma conclusão semelhante vale para os preços de importação, isto é, os dois países apresentam uma tendência comum e declinante a partir de 1996.

Passando aos termos de troca, a amostra pode ser dividida em uma seqüência de tendências comuns e opostas. Primeiro, em 1980-1983, os dois países apresentaram tendências declinantes. Segundo, em 1984-1988, a tendência brasileira subiu enquanto a tendência argentina continuou a cair. Depois de viradas cíclicas não sincronizadas no final dos anos 80, os dois países apresentaram uma tendência ascendente em 1990-1997 e, depois disso, a tendência brasileira caiu enquanto a tendência argentina permaneceu relativamente estável.

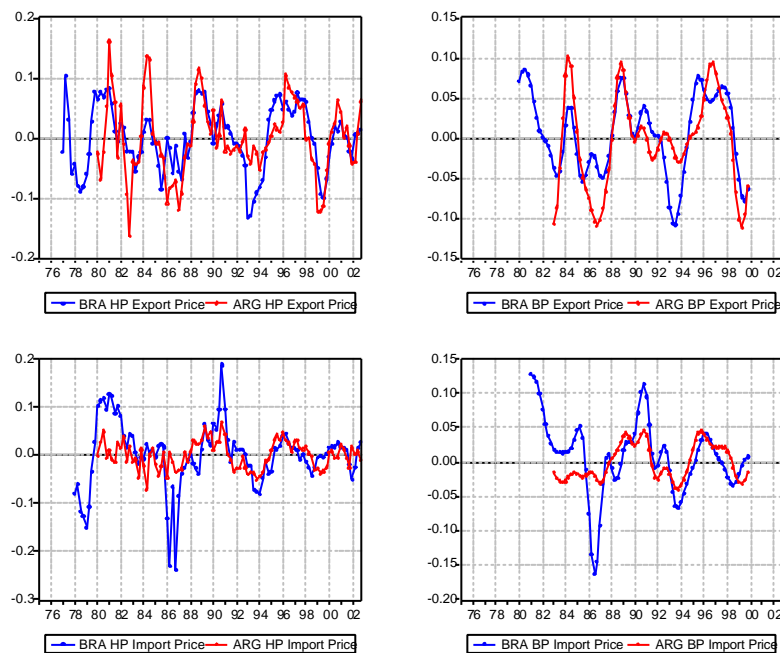
Figura 5
Tendências de longo prazo dos índices de preços das exportações e importações, e dos termos de troca, do Brasil e da Argentina, segundo o filtro de Hodrick-Prescott

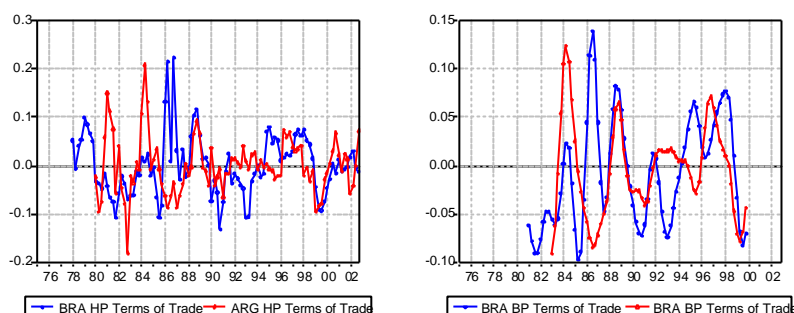




- (i) Concentrando a análise nas flutuações em torno das tendências, a Figura 6 apresenta as estimativas HP e BP para as séries de preço e de termos de troca. Em geral, as flutuações dos preços de exportação parecem ser sincronizadas, sobretudo quando se utilizam as estimativas HP. As flutuações dos preços de importação também parecem ser sincronizadas após 1988. No entanto, apesar desses resultados, as flutuações dos termos de troca não revelam um padrão claro.

Figura 6
Flutuações dos preços de exportação e importação
e dos termos de troca do Brasil e da Argentina, obtidas mediante os filtros
de Hodrick-Prescott (HP) e de banda intermediária (band-pass ou BP)





Para medir o grau de flutuações comuns entre as séries, as Tabelas 4 e 5 apresentam as correlações, com e sem defasagens temporais, entre os componentes cíclicos dos preços de exportação e importação e dos termos de troca. Apesar de os valores dos coeficientes de correlação variarem de acordo com o filtro utilizado, a ordem entre duas séries é basicamente a mesma. Em outras palavras, para quase todos os pares de séries analisados, os coeficientes de correlação nos fornecem a mesma informação qualitativa.

Tabela 4
Correlação entre os componentes cíclicos “HP” dos preços de exportação e de importação e dos termos de troca do Brasil e da Argentina*

Variável 1**	Variável 2**	Correlação entre a variável 1 no período t e a variável 2 no período t+J									
		J=-4	J=-3	J=-2	J=-1	J=0	J=+1	J=+2	J=+3	J=+4	
BRA XP	ARG XP	0.145	0.300	0.431	0.549	0.624	0.543	0.399	0.270	0.178	
BRA MP	ARG MP	0.398	0.438	0.334	0.425	0.464	0.395	0.305	0.164	0.036	
BRA XP	ARG MP	0.311	0.394	0.569	0.670	0.692	0.648	0.565	0.452	0.287	
BRA MP	ARG XP	0.202	0.299	0.297	0.355	0.391	0.351	0.269	0.229	0.180	
BRA XP	BRA MP	0.044	0.129	0.284	0.428	0.474	0.555	0.564	0.472	0.401	
ARG XP	ARG MP	0.150	0.258	0.330	0.368	0.349	0.381	0.366	0.399	0.200	
BRA TT	ARG TT	-0.017	0.003	-0.001	0.043	0.081	0.039	-0.013	-0.108	-0.136	

* Os componentes cíclicos foram estimados através do filtro de Hodrick-Prescott, com parâmetro de suavização de 1600, aplicados às séries com ajuste sazonal.

** BRA = Brasil, ARG = Argentina, XP=preço de exportação, MP = preço de importação, e TT = termos de troca.

Tabela 5
Correlação entre os componentes cíclicos dos preços de exportação e de importação e dos termos de troca do Brasil e da Argentina*

Variável 1**	Variável 2**	Correlação entre a variável 1 no período t e a variável 2 no período t+J								
		J=-4	J=-3	J=-2	J=-1	J=0	J=+1	J=+2	J=+3	J=+4
BRA XP	ARG XP	0.153	0.356	0.554	0.687	0.719	0.644	0.498	0.323	0.163
BRA MP	ARG MP	0.400	0.419	0.457	0.505	0.528	0.488	0.371	0.196	0.004
BRA XP	ARG MP	0.382	0.510	0.645	0.760	0.821	0.804	0.706	0.545	0.363
BRA MP	ARG XP	0.292	0.362	0.410	0.442	0.451	0.428	0.366	0.266	0.135
BRA XP	BRA MP	0.077	0.168	0.244	0.317	0.389	0.461	0.522	0.556	0.546
ARG XP	ARG MP	0.244	0.329	0.428	0.520	0.577	0.581	0.523	0.412	0.273
BRA TT	ARG TT	-0.139	-0.052	0.063	0.143	0.149	0.080	-0.025	-0.114	-0.148

* Os componentes cíclicos foram estimados através do filtro de banda intermediária (band-pass), com periodicidade entre 6 e 32 trimestres, aplicados às séries sem ajuste sazonal.

** BRA = Brasil, ARG = Argentina, XP=preço de exportação, MP = preço de importação, e TT = termos de troca.

Utilizando os valores absolutos apresentados nas Tabelas 4 e 5 como um guia, em todos os pares de variáveis analisadas o coeficiente de correlação entre as séries BP é maior do que o coeficiente de correlação entre as séries HP. Como as primeiras excluem os componentes de curto prazo (alta frequência), o sentido econômico desse resultado é que a correlação de “médio prazo” (com periodicidade entre 1 ano e meio e 8 anos) é maior do que a correlação de “curto prazo” (com periodicidade inferior a 1 ano e meio) para todas as séries analisadas.

Considerando cada par de séries separadamente, chega-se aos seguintes fatos estilizados:

- (i) Existe um alto grau de correlação positiva e contemporânea entre os preços de exportação brasileiros e argentinos. O maior coeficiente ocorre sem nenhuma defasagem temporal, tanto para as séries HP (0.624) quanto para as séries BP (0.719).
- (ii) Existe uma correlação positiva contemporânea entre os preços de importação brasileiros e argentinos. Os coeficientes mais altos ocorrem, novamente, sem nenhuma defasagem temporal tanto para as séries HP (0.464) quanto para as séries BP (0.528).
- (iii) Existe uma alta correlação positiva entre o preço de exportação do Brasil e o preço de importação da Argentina. Os coeficientes mais elevados ocorrem sem nenhuma defasagem temporal para as séries HP (0.692) e BP (0.821).
- (iv) Existe uma correlação positiva contemporânea entre o preço de importação do Brasil e o preço de exportação da Argenti

na. Os maiores coeficientes ocorrem sem nenhuma defasagem temporal para as séries HP (0.391) e BP (0.451).

- (v) Dentro de um mesmo país, existe uma correlação positiva entre o preço de importação hoje e o preço de exportação no futuro. A ordem da defasagem temporal depende do filtro utilizado para medir as flutuações. De acordo com as estimativas HP, mudanças nos preços de exportação antecipam mudanças nos preços de importação em dois trimestres no Brasil (0.564) e três trimestres na Argentina (0.399). De acordo com as estimativas BP, a “antecipação” exportação-importação é de três trimestres no Brasil (0.556) e um trimestre na Argentina (0.581).

Os resultados para os termos de troca dependem da metodologia utilizada para filtrar as séries. Quando utilizamos as séries HP, os coeficientes estimados indicam uma pequena correlação negativa entre o Brasil hoje e a Argentina amanhã (-0.136). Em outras palavras, dado um aumento nos termos de troca brasileiros, os termos de troca argentinos tendem a cair quatro trimestres (um ano) depois. Em contraste, quando utilizamos as séries BP, os coeficientes estimados indicam uma pequena correlação positiva e contemporânea (0.149) entre os dois países. Cabe destacar que, como as duas metodologias nos dão correlações contemporâneas positivas, e correlações negativas entre o Brasil e a Argentina dentro de um ano, a discrepância entre os resultados HP e BP vem dos valores absolutos e não dos sinais das correlações.

Também deve ser notado que, de acordo com as séries BP, a correlação contemporânea (0.149) e a correlação “adiantada” (-0.148) entre Brasil e Argentina têm aproximadamente o mesmo valor. Devido a isso, a melhor conclusão é que existe tanto uma pequena correlação positiva entre Brasil e Argentina em um mesmo período, quanto uma pequena correlação negativa entre o Brasil no período t e a Argentina no período $t+4$.

A próxima pergunta é, naturalmente, por que a correlação entre os termos de troca é tão baixa se tanto os preços de exportação quanto os preços importação dos dois países é alta e positiva? A resposta está na correlação “cruzada” entre os preços de exportação de um país e os preços de importação do outro país. Por exemplo, considerando apenas os valores para as séries BP para facilitar a exposição, a correlação entre as flutuações dos preços de exportação dos dois países é alta (0.719), mas a correlação entre os preços de exportação do Brasil e o preço de importação da Argentina é mais alta ainda (0.821). Logo, dado um choque sobre o preço de exportação do Brasil, tanto o preço de exportação quanto o preço de importação da Argentina tendem a se mover na mesma direção e aproximadamente na mesma proporção. O resultado final é que os

termos de troca do Brasil mudam, mas os termos de troca da Argentina permanecem relativamente estáveis.⁶

Por analogia, o mesmo raciocínio é válido para os preços de importação, ou seja, a correlação positiva entre os preços de importação (0.528) dos dois países é quase que integralmente compensada pela também positiva correlação entre os preços de importação brasileiros e os preços de exportação argentinos (0.451). O resultado final é, novamente, uma pequena correlação residual entre os termos de troca dos dois países.

As correlações “cruzadas” entre os índices de preços também indicam uma assimetria entre os dois países: a correlação entre o preço de exportação brasileiro e o preço de importação argentino (0.692 e 0.821 de acordo com as estimativas HP e BP, respectivamente) é substancialmente maior do que a correlação entre o preço de exportação argentino e o preço de importação brasileiro (0.391 e 0.451 de acordo com as estimativas HP e BP, respectivamente). Em termos econômicos, esse resultado significa que a composição das exportações brasileiras é mais próxima da composição das importações argentinas do que o inverso.

Com o intuito de investigar as relações de causalidade estatística em cada par de variáveis HP, utilizou-se um modelo vetorial autoregressivo (VAR) com quatro defasagens temporais e um termo constante para testar a existência de causalidade de Granger.⁷ Em termos gerais, o teste de causalidade de Granger indica se variações em uma variável ajudam ou não a explicar as variações em outra variável dentro de um nível de significância estatística pré-especificado.⁸ Como apresentado na Tabela 6, a 10% de significância estatística, temos que:

- (i) Os preços de exportação brasileiros e argentinos não causam um ao outro no sentido de Granger.⁹
- (ii) Os preços de importação brasileiros e argentinos causam um ao outro no sentido de Granger, isto é, mudanças nos preços de um país tendem a preceder mudanças nos preços do outro país.
- (iii) Os preços de exportação do Brasil e os preços de importação da Argentina também causam um ao outro no sentido de Granger.

⁶ Como apresentado em Barbosa-Filho (2004a), um padrão similar pode ser obtido dos dados anuais dos quatro países do MERCOSUL.

⁷ O modelo VAR não foi estimado para as séries BP porque teríamos menos 24 observações nesse caso.

⁸ Ver, por exemplo, Hamilton (1994, p.302-309).

⁹ A terminologia mais correta é dizer que não foi possível rejeitar a hipótese nula de que não existe causalidade de Granger em ambas as direções. Para simplificar a redação, o texto apresenta o sentido mais intuitivo dos testes.

- (iv) Os preços de importação brasileiros não causam os preços de exportação da Argentina no sentido de Granger, mas os preços de exportação da Argentina causam os preços de importação brasileiros.
- (v) Dentro de cada país, os preços de exportação causam os preços de importação, mas o oposto não se verifica.

Em resumo, os principais resultados são que variações nos preços de exportação tendem a preceder variações nos preços de importação de um mesmo país, e variações nos preços de exportação de um país tendem a preceder variações nos preços de importação do outro país. Apesar dessas relações, como também apresentado na Tabela 6, não existe evidência de causalidade de Granger entre as séries de termos de troca a 10% de significância estatística.

Tabela 6
Resultados dos testes de causalidade de Granger, com quatro defasagens temporais, para os preços de exportação, os preços de importação, e os termos de troca, do Brasil e da Argentina (período=1981-2002)

Hipótese nula*	Estatística F	Probabilidade**
BRA XP não causa ARG XP	4.246	37.4%
ARG XP não causa BRA XP	3.711	49.7%
BRA XP não causa ARG MP	13.491	0.9%
ARG MP não causa BRA MP	8.851	6.5%
BRA XP não causa BRA MP	7.813	9.7%
BRA MP não causa BRA XP	6.635	15.6%
ARG XP não causa BRA MP	10.594	3.1%
BRA MP não causa ARG XP	3.744	44.2%
ARG XP não causa ARG MP	15.267	0.4%
ARG MP não causa ARG XP	1.029	90.5%
BRA MP não causa ARG MP	9.952	4.1%
ARG MP não causa BRA MP	12.323	1.5%
BRA TT não causa ARG TT	0.063	99.3%
ARG TT não causa BRA TT	0.153	96.1%

* BRA = Brasil, ARG = Argentina, XP = preço de exportação, MP = preço de importação, e TT = termos de troca. **Nível de significância estatística ao qual é possível rejeitar a hipótese nula.

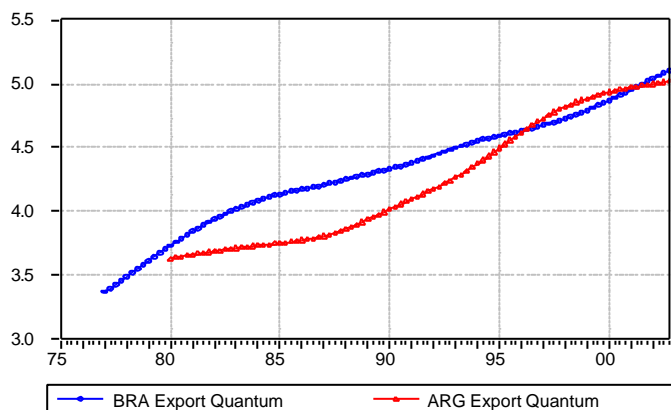
IV. EXPORTAÇÕES E IMPORTAÇÕES REAIS

A Figura 7 apresenta as tendências HP das exportações e importações reais do Brasil e da Argentina. Analisando cada variável separadamente, as exportações reais dos dois países apresentam uma tendência ascendente durante o período sob análise. A principal diferença é que as exportações reais do Brasil cresceram mais rapidamente do que as da Argentina no começo e em meados dos anos 1980, e o oposto se verificou de meados da década de 1980 a meados da de 1990.

Já as importações reais dos dois países apresentam uma tendência ondular comum durante o período sob análise, isto é, as duas tendências têm um vale em meados dos anos 1980 e um pico ao final dos anos 1990. Esse resultado pode ser interpretado como um resultado da expansão e colapso do financiamento internacional para esses países durante o anos 1990, o que, por sua vez, está associado a uma expansão e estagnação do produto interno bruto PIB dos dois países.¹⁰

A Figura 8 apresenta as flutuações das exportações e importações reais de acordo com os filtros HP e BP. O principal fato revelado pelos gráficos é que, do final da década de 1980 ao final da de 1990, as flutuações parecem ser sincronizadas mas em direções opostas.

Figura 7
Tendências de longo prazo dos índices reais de exportação e importação do Brasil e da Argentina, obtidas mediante o filtro de Hodrick-Pres



¹⁰ Para uma análise de como as condições de financiamento internacionais podem afetar o nível de atividade econômica em economias com restrição de liquidez internacional, ver Barbosa-Filho (2004b).

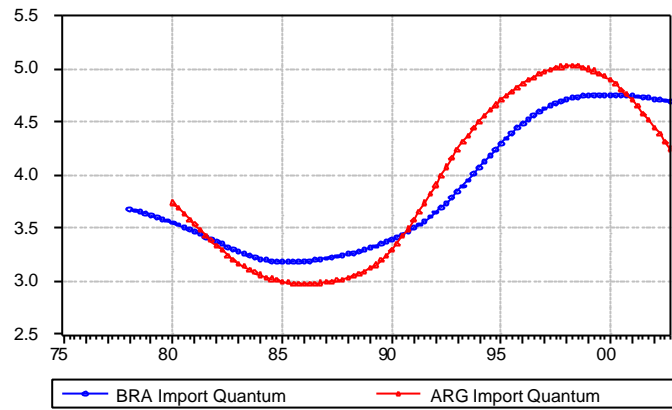
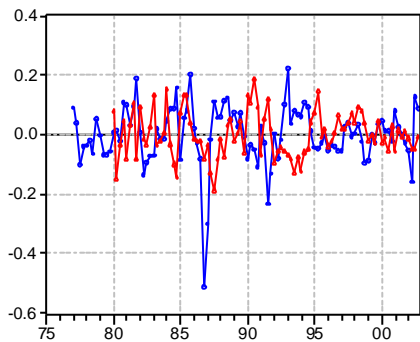
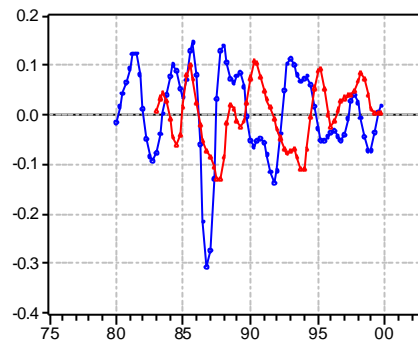


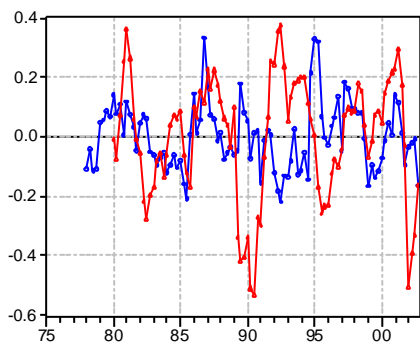
Figura 8
Flutuações dos índices de preço e quantidade das importações do Brasil e da Argentina obtidas mediante os filtros de Hodrick-Prescott (HP) e de banda intermediária (band-pass ou BP)



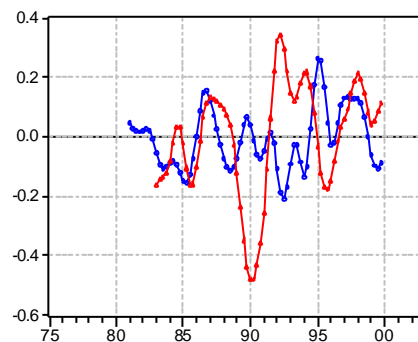
— BRA HP Export Quantum — ARG HP Export Quantum



— BRA BP Export Quantum — ARG BP Export Quantum



— BRA HP Import Quantum — ARG HP Import Quantum



— BRA BP Import Quantum — ARG BP Import Quantum

Como fizemos para as séries de preços, as Tabelas 7 e 8 apresentam as correlações entre as flutuações das exportações e importações reais do Brasil e da Argentina. O padrão de correlação é praticamente o mesmo para os dois filtros utilizados. Considerando cada par de variáveis separadamente, podemos concluir que:

- (i) Existe uma correlação negativa entre as exportações argentinas hoje e as exportações brasileiras quatro trimestres (um ano) depois.
- (ii) A correlação entre as importações do Brasil e da Argentina é aproximadamente zero. Os valores absolutos dos coeficientes são pequenos, e os sinais variam de acordo com a metodologia utilizada para filtrar a série.
- (iii) Existe uma pequena correlação positiva entre as importações argentinas e as exportações brasileiras, e entre as importações brasileiras e as exportações argentinas.
- (iv) Dentro de cada país, existe uma correlação negativa entre as exportações e as importações em um mesmo período.

Tabela 7
Correlação entre os componentes cíclicos das exportações e importações reais do Brasil e da Argentina

Variável 1*	Variável 2*	Correlação entre a variável 1 no período t e a variável 2 no período t+J									
		J=-4	J=-3	J=-2	J=-1	J=0	J=+1	J=+2	J=+3	J=+4	
BRA XQ	ARG XQ	-0.382	-0.237	-0.112	-0.085	-0.186	-0.016	0.173	0.197	0.178	
BRA MQ	ARG MQ	0.020	0.041	0.007	-0.028	-0.001	-0.028	-0.084	-0.119	-0.127	
BRA XQ	ARG MQ	0.313	0.232	0.209	0.187	0.123	0.094	0.000	-0.156	-0.275	
BRA MQ	ARG XQ	-0.043	-0.008	0.076	0.067	0.146	0.079	0.092	0.015	0.089	
BRA XQ	BRA MQ	-0.150	-0.180	-0.166	-0.320	-0.339	-0.103	0.091	0.073	0.166	
ARG XQ	ARG MQ	-0.260	-0.299	-0.276	-0.318	-0.341	-0.382	-0.297	-0.216	-0.036	

* BRA = Brasil, ARG = Argentina, XQ=exportações reais e MQ = importações reais.

Tabela 8
Correlação entre os componentes cíclicos das exportações e importações reais do Brasil e da Argentina*

Variável 1**	Variável 2**	Correlação entre a variável 1 no período t e a variável 2 no período t+J									
		J=-4	J=-3	J=-2	J=-1	J=0	J=+1	J=+2	J=+3	J=+4	
BRA XQ	ARG XQ	-0.557	-0.452	-0.333	-0.219	-0.098	0.041	0.185	0.287	0.311	
BRA MQ	ARG MQ	0.005	-0.020	-0.042	-0.057	-0.061	-0.045	-0.015	0.023	0.060	
BRA XQ	ARG MQ	0.474	0.408	0.287	0.150	0.027	-0.073	-0.154	-0.228	-0.304	
BRA MQ	ARG XQ	0.059	0.138	0.218	0.275	0.278	0.225	0.144	0.083	0.074	
BRA XQ	BRA MQ	-0.163	-0.352	-0.496	-0.523	-0.417	-0.219	-0.009	0.144	0.221	
ARG XQ	ARG MQ	-0.230	-0.314	-0.407	-0.485	-0.519	-0.494	-0.392	-0.225	-0.024	

* Os componentes cíclicos foram estimados através do filtro de banda intermediária (band-pass), com periodicidade entre 6 e 32 trimestres, aplicados às séries sem ajuste sazonal.

** BRA = Brasil, ARG = Argentina, XQ=exportações reais e MQ = importações reais.

Comparando a Figura 8 com os resultados das Tabelas 7 e 8, podemos confirmar que parece existir uma correlação negativa entre as exportações reais do Brasil e da Argentina. De outro lado, a alternância de períodos de flutuações comuns e opostas entre as importações reais acaba resultando em uma correlação quase nula entre essas duas séries. Por fim, a correlação positiva entre as exportações reais de um país e as importações reais do outro país confirmam o resultado esperado do comércio bilateral.

Para investigar como as flutuações das exportações e importações reais estão relacionadas com a renda, as Figuras 9 e 10 apresentam as séries HP e BP juntamente com as flutuações correspondentes do PIB do Brasil e da Argentina. Para facilitar a interpretação, cada gráfico utiliza uma escala vertical dupla, com o PIB real medido no eixo da esquerda, e as exportações ou importações reais medidas no eixo da direita. A análise visual confirma a intuição econômica usual, isto é, as exportações tendem a ser anticíclicas e as importações pró-cíclicas.

Figura 9
Flutuações da renda real e das exportações e importações reais do Brasil
obtidas mediante os filtros de Hodrick-Prescott (HP)
e de banda intermediária (band-pass ou BP)

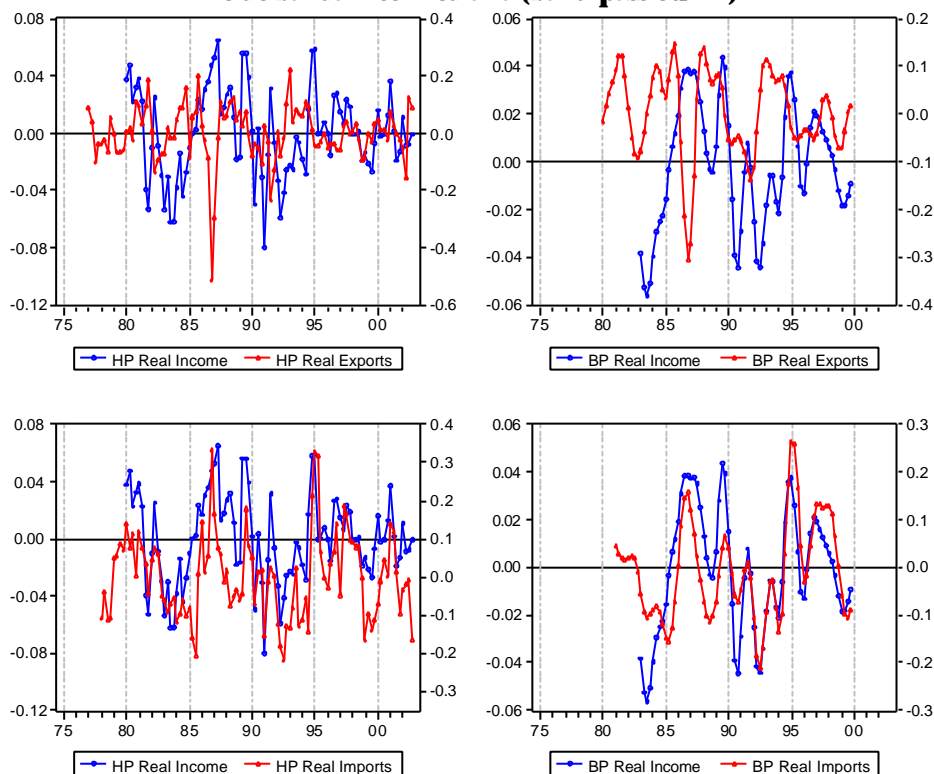
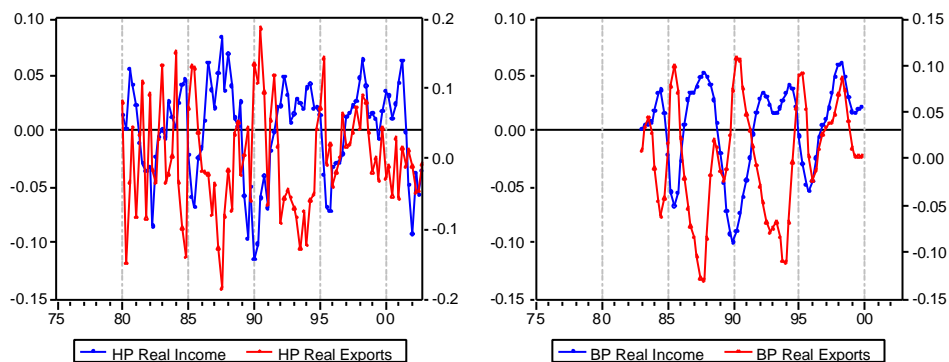
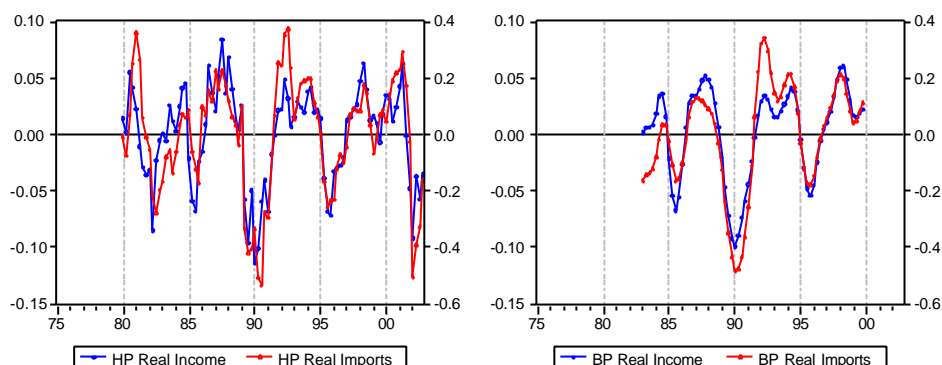


Figura 10
Flutuações da renda real e das exportações e importações reais
da Argentina obtidas mediante os filtros de Hodrick-Prescott (HP)
e de banda intermediária (band-pass ou BP)





As Tabelas 9 e 10 traduzem as séries temporais em correlações e confirmam a relação esperada entre renda e exportações e importações. Em resumo:

- (i) Para um mesmo país, existe uma correlação negativa entre renda e exportações. O valor absoluto dessa correlação é maior para a Argentina do que para o Brasil e, no caso do Brasil, as flutuações das exportações reais tendem a ocorrer um trimestre após as flutuações da renda.
- (ii) Também para o mesmo país, existe uma alta correlação positiva entre renda e importações. Essa correlação é maior para a Argentina do que para o Brasil e, novamente, no caso do Brasil, flutuações das importações tendem a ocorrer um trimestre após as flutuações da renda.

Tabela 9
Correlação entre os componentes cíclicos “HP” da renda, exportações e importações reais do Brasil e da Argentina*

Variável 1**	Variável 2**	Correlação entre a variável 1 no período t e a variável 2 no período t+J									
		J=-4	J=-3	J=-2	J=-1	J=0	J=+1	J=+2	J=+3	J=+4	
BRA Y	BRA XQ	0.125	0.119	0.040	-0.048	-0.161	-0.170	-0.015	-0.048	-0.121	
BRA Y	BRA MQ	0.020	0.079	0.167	0.375	0.619	0.652	0.395	0.264	0.206	
ARG Y	ARG XQ	-0.056	-0.180	-0.230	-0.376	-0.396	-0.313	-0.226	-0.202	-0.151	
ARG Y	ARG MQ	0.066	0.285	0.467	0.620	0.810	0.795	0.616	0.364	0.168	

* Os componentes cíclicos foram estimados através do filtro de Hodrick-Prescott, com parâmetro de suavização de 1600, aplicados às séries com ajuste sazonal.

** BRA = Brasil, ARG = Argentina, XQ= exportações reais, MQ=importações reais e Y=renda real.

Tabela 10
Correlação entre os componentes cíclicos “BP” da renda, exportações e importações reais do Brasil e da Argentina*

Variável 1**	Variável 2**	Correlação entre a variável 1 no período t e a variável 2 no período t+J									
		J=-4	J=-3	J=-2	J=-1	J=0	J=+1	J=+2	J=+3	J=+4	
BRA Y	BRA XQ	0.214	0.182	0.105	-0.028	-0.188	-0.314	<u>-0.352</u>	-0.296	-0.196	
BRA Y	BRA MQ	-0.120	0.001	0.245	0.525	0.715	<u>0.725</u>	0.568	0.348	0.187	
ARG Y	ARG XQ	-0.059	-0.236	-0.394	-0.491	<u>-0.510</u>	-0.456	-0.353	-0.235	-0.129	
ARG Y	ARG MQ	0.304	0.500	0.691	0.834	<u>0.889</u>	0.836	0.675	0.444	0.187	

* Os componentes cíclicos foram estimados através do filtro de banda intermediária (band-pass), com periodicidade entre 6 e 32 trimestres, aplicados às séries sem ajuste sazonal.

** BRA = Brasil, ARG = Argentina, XQ= exportações reais, MQ=importações reais e Y=renda real.

A conclusão geral é que, para o Brasil, o saldo comercial tende a piorar ligeiramente após uma expansão, e melhorar ligeiramente após uma recessão. Para a Argentina o saldo comercial também tende a flutuar na direção oposta do PIB, mas sem defasagens temporais.

Finalmente, para testar se uma variável causa a outra no sentido de Granger, foi estimado outro modelo VAR, com quatro defasagens temporais, para as exportações, as importações e a renda dos dois países. A Tabela 11 apresenta os resultados de todos os testes e, a 10% de significância estatística, os principais resultados são:

- (i) Nos dois países o PIB causa as importações.
- (ii) O PIB e as importações brasileiras causam as exportações argentinas.¹¹
- (iii) As exportações brasileiras causam as exportações argentinas.
- (iv) O PIB argentino causa as importações brasileiras.

Em termos econômicos, o primeiro resultado confirma a intuição usual de que flutuações na renda precedem e causam flutuações nas importações para um mesmo país, enquanto o segundo resultado confirma a noção usual de que, entre duas economias adjacentes, as flutuações da renda da maior economia tendem a preceder e causar as flutuações das exportações da menor economia.

¹¹ Note que, a 10,5% de significância estatística, o PIB real do Brasil também causa as importações reais da Argentina no sentido de Granger.

O terceiro resultado pode refletir dois fatores: uma composição similar das exportações dos dois países e/ou a evolução diferenciada de suas políticas macroeconômicas. Em outras palavras, as exportações brasileiras podem preceder as exportações argentinas devido a flutuações comuns na demanda mundial pelos produtos dos dois países, ou devido à evolução diferenciada do crescimento e das taxas reais de câmbio nos dois países. Como as correlações analisadas anteriormente mostram que as exportações brasileiras têm um impacto positivo e defasado sobre as exportações argentinas, a demanda mundial parece ser a principal força por trás da causalidade de Granger do Brasil para a Argentina.

O último resultado implica que flutuações na renda da menor economia (Argentina) precedem flutuações nas importações da maior economia (Brasil). Dado o sentido contra-intuitivo desse resultado, a causalidade de Granger é provavelmente um resultado da evolução diferenciada das desvalorizações e revalorizações cambiais nos dois países durante o período sob análise. De fato, o PIB argentino parece ter um impacto negativo sobre as importações brasileiras, o que pode ser uma consequência das mudanças na taxa de câmbio real bilateral entre os dois países. Por exemplo, considere uma situação na qual a Argentina valoriza sua moeda e o Brasil desvaloriza sua moeda em relação a, digamos, o dólar norte americano. O PIB argentino tenderá a crescer devido aos efeitos riqueza e renda positivos da apreciação cambial, enquanto as importações brasileiras tenderão a cair devido aos efeitos riqueza e renda negativos da depreciação.

Tabela 11
Resultados dos testes de causalidade de Granger,
com quatro defasagens temporais, para as exportações,
as importações e a renda real do Brasil e da Argentina
(período=1981-2002)

Hipótese nula*	Estatística F	Probabilidade**
BRA XQ não causa BRA MQ	6.986	13.7%
BRA MQ não causa BRA XQ	3.988	40.8%
BRA XQ não causa BRA Y	1.800	77.2%
BRA Y não causa BRA XQ	6.392	17.2%
BRA XQ não causa ARG XQ	8.377	7.9%
ARG XQ não causa BRA XQ	7.434	11.5%
BRA XQ não causa ARG MQ	3.848	42.6%
ARG MQ não causa BRA XQ	4.436	35.0%
BRA XQ não causa ARG Y	5.001	28.7%
ARG Y não causa BRA XQ	5.426	24.6%
BRA MQ não causa BRA Y	2.211	69.7%
BRA Y não causa BRA MQ	31.670	0.0%
BRA MQ não causa ARG XQ	8.328	8.0%
ARG XQ não causa BRA MQ	1.866	76.0%
BRA MQ não causa ARG MQ	2.843	58.4%
ARG MQ não causa BRA MQ	5.378	25.1%
BRA MQ não causa ARG Y	1.286	86.5%
ARG Y não causa BRA MQ	10.212	3.7%
BRA Y não causa ARG XQ	21.827	0.0%
ARG XQ não causa BRA Y	2.725	60.5%
BRA Y não causa ARG MQ	7.699	10.5%
ARG MQ não causa BRA Y	1.073	89.9%
BRA Y não causa ARG Y	2.476	64.9%
ARG Y não causa BRA Y	6.209	18.4%
ARG XQ não causa ARG MQ	5.453	24.4%
ARG MQ não causa ARG XQ	6.996	13.8%
ARG XQ não causa ARG Y	1.191	88.0%
ARG Y não causa ARG XQ	2.024	73.1%
ARG MQ não causa ARG Y	2.511	64.3%
ARG Y não causa ARG MQ	10.338	0.0%

*BRA=Brasil, ARG=Argentina, XQ=exportações reais, MQ=importações reais, e Y=renda real. **Nível de significância estatística ao qual é possível rejeitar a hipótese nula.

V. CONCLUSÃO

As seções anteriores apresentaram vários resultados estatísticos. Para completar a análise, temos de traduzir esses resultados em termos de hipóteses econômicas, que por sua vez podem ser utilizadas como guia para a política macroeconômica, especialmente para a administração coordenada das taxas de câmbio. Para facilitar a análise, e baseados na hipótese de que o Brasil e a Argentina são tomadores de preço na economia mundial, vejamos os resultados para os preços e para as quantidades separadamente.

Começando pelos preços, o principal resultado é que, apesar de as exportações do Brasil e da Argentina serem altamente e positivamente correlacionadas, seus termos de troca não o são. Em termos econômicos isso significa que, de um lado, os dois países têm uma posição semelhante na divisão internacional do trabalho, isto é, tendem a exportar cestas similares de produtos. De outro lado, o comércio bilateral entre os dois países também é importante, no sentido de que um aumento no preço de exportação do Brasil tende a aumentar o preço de importação da Argentina e vice-versa. O efeito final é, portanto, uma pequena correlação positiva entre os termos de troca dos dois países, com nenhum deles parecendo causar o outro no sentido de Granger.

No contexto acima, uma coordenação das variações nas taxas de câmbio pode ser útil para ajustar o saldo comercial dos dois países a choques externos (pois os termos de troca tendem a se mover na mesma direção), desde que tal flutuação coordenada seja flexível o suficiente para permitir uma diversificação do risco desses choques (pois os termos de troca não tendem a se mover na mesma proporção).¹² Como exemplo, considere o caso de um choque adverso de preços relativos sobre o Brasil. Para evitar ou suavizar a variação de seu saldo comercial, o Brasil pode desvalorizar sua moeda. Como os preços domésticos são geralmente rígidos no curto prazo, o aumento da taxa de câmbio nominal levaria a um aumento da taxa real de câmbio e, através desse canal, afetaria o saldo comercial. Como os termos de troca da Argentina tendem a acompanhar os termos de troca do Brasil, também pode ser útil à Argentina seguir o Brasil e desvalorizar sua moeda. No entanto, como a redução dos termos de troca seria menor para a Argentina do que para o Brasil, a desvalorização cambial subsequente deveria ser maior para o Brasil do que para a Argentina. O inverso ocorreria no caso de um choque adverso mais intenso sobre a Argentina.

Em resumo, depois de um choque adverso de preços sobre os dois países, tanto o Brasil quanto a Argentina podem recorrer à desvalori-

¹² Os dados anuais analisados em Barbosa-Filho (2004b) levam à mesma conclusão.

zação cambial para suavizar o ajuste de seus saldos comerciais e em conta corrente. Entre os dois países, a moeda do país menos afetado pelo choque deve se valorizar em termos reais em relação ao país mais afetado. O resultado final seria, então, que o país menos afetado pelo choque arcaria com parte dos custos do ajuste no país menos afetado.

Dada a pequena correlação positiva entre seus termos de troca, e assumindo que os dois países desejam administrar suas taxas de câmbio para ajustar seus saldos comerciais às condições de financiamento internacional (a hipótese da restrição de liquidez), pode ser sensato ao Brasil e à Argentina administrarem conjuntamente a flutuação de suas moedas contra o restante do mundo. Contudo, o arranjo inicial deveria ser flexível e similar ao do início do Sistema Monetário Europeu de 1979-1998, isto é, o arranjo deveria começar pela especificação de amplos intervalos de flutuação para as moedas brasileira e argentina em torno de uma paridade comum entre si. Para evitar a criação de oportunidades para ataques especulativos, tal coordenação cambial deveria também conter cláusulas de saída para condições excepcionais ou momentos de crise aguda do balanço de pagamentos.

Além de ajudar o ajuste comercial e em conta corrente, uma coordenação cambial entre Brasil e Argentina poderia também reduzir o risco de um desvio cambial grave na região e, dessa forma evitar a ocorrência de fluxos de capitais desestabilizadores entre os dois países. Obviamente, os dois países ainda teriam de lidar com o impacto desestabilizador de bolhas financeiras originadas no resto do mundo, mas com uma coordenação cambial regional, os *booms* e as crises associados a essas bolhas tenderiam a atingir os dois países de modo similar, isto é, sem prejudicar suas relações bilaterais de modo diferente.

Passando às quantidades, os principais resultados são que: as flutuações das importações tendem a acompanhar as flutuações da renda nos dois países; as flutuações do PIB brasileiro tendem a preceder flutuações nas exportações argentinas; e as flutuações das exportações brasileiras e argentinas são negativamente correlacionadas. Em termos econômicos esses resultados significam que a sincronização das flutuações do PIB pode ser suficiente para promover a sincronização das importações. Como a política cambial tem sido uma das principais fontes de flutuações na renda do Brasil e da Argentina nos últimos anos, a coordenação cambial pode, portanto, ser um importante instrumento para harmonizar as flutuações das importações.

No lado das exportações a situação não é tão clara. O ponto principal é que as exportações reais do Brasil e da Argentina parecem ser negativamente correlacionadas com as primeiras, tendendo a causar as segundas no sentido de Granger. Logo, dado um choque externo positivo sobre as exportações brasileiras, as exportações argentinas tendem a

cair nos trimestres subseqüentes e, conseqüentemente, os saldos comerciais dos dois países tendem a se mover em direções opostas. Nesse caso a coordenação cambial seria contraproducente para o ajuste do saldo comercial, pois enquanto um país (o Brasil) precisa valorizar sua moeda, o outro país (a Argentina) precisa desvalorizar sua moeda.

Dois fatores podem atenuar o efeito acima. Como os resultados obtidos não foram controlados para excluir o impacto de variações cambiais, a correlação negativa entre as exportações brasileiras e argentinas pode ser, ela mesma, um resultado das variações cambiais dessincronizadas nos dois países durante o período sob análise. Segundo, mesmo que as exportações dos dois países continuem sendo negativamente correlacionadas após o isolamento dos impactos da taxa de câmbio sobre ambas as séries, ainda assim a coordenação cambial pode ser útil para compensar variações de preços relativos, conforme analisado anteriormente.

A conclusão final é que, sob a perspectiva do ajuste do saldo comercial, existe algum espaço para uma coordenação de taxas de câmbio entre Brasil e Argentina, desde que tal coordenação seja flexível o suficiente para acomodar diferenças eventuais nas intensidades dos choques externos de preço e de demanda experimentados pelos dois países. No seu atual estado de integração, Brasil e Argentina podem administrar conjuntamente suas moedas para estabilizar sua taxa de câmbio real bilateral e, através disso, promover a integração comercial e financeira entre suas economias, bem como aumentar sua competitividade na economia mundial. Depois que os primeiros passos forem dados, o círculo virtuoso entre coordenação cambial e integração econômica e financeira se encarregará de indicar se os dois países devem ou não prosseguir em direção a uma união monetária.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Barbosa-Filho, N.H. (2004a). "Terms-of-trade fluctuations and their implications for exchange rate coordination in MERCOSUL." Institute of Economics, Federal University of Rio de Janeiro.
- Barbosa-Filho, N.H. (2004b). "International liquidity and growth in Brazil." In: G Epstein (org). *Financialization and the Global Economy*, Cheltenham: Edward Elgar, forthcoming.
- Baxter, M. e King, R. (1995). "Measuring business cycles: approximate band-pass filters for economic time series." NBER Working Paper 5022.
- Hamilton, J.D. (1994). *Time series analysis*. Princeton: Princeton University Press.
- Hodrick, R.J. e E.C. Prescott (1997). "Postwar US business cycles: An empirical investigation." *Journal of Money, Credit and Banking*, 29 (1), pp. 1-16.



5. COOPERACIÓN MONETARIA EN EL MERCOSUR: APORTES DE UN MODELO SIMPLIFICADO*

FERNANDO LORENZO, DIEGO ABOAL Y ANA LAURA BADAGIÁN**

Resumen: En este trabajo se propone un marco analítico para la discusión sobre la conveniencia de establecer algún tipo de acuerdo monetario entre los países del MERCOSUR. Se analizan las implicaciones que tienen sobre los resultados de la cooperación las diferencias estructurales entre las economías participantes y el poder relativo de éstas en las instituciones de cooperación regional. Se consideran diferentes escenarios acerca de la distribución de poderes dentro de una institución monetaria común en el bloque, con el propósito de evaluar cuáles podrían ser las consecuencias de los acuerdos monetarios en términos de estabilidad de precios y de variabilidad de los niveles de actividad de las economías mayores y de una economía pequeña, como la uruguaya. El modelo utilizado contempla la dinámica de tres economías, una pequeña y dos de mayor tamaño relativo. Las tres economías integran un bloque que tiene relaciones con un resto del mundo, cuyo comportamiento se toma como dado. La estructura del modelo se apoya en un esquema macroeconómico simplificado caracterizado por funciones de oferta y demanda agregadas para cada uno de los tres países que componen el bloque, con expectativas retrospectivas y rigideces. El modelo se calibra a partir de estimaciones de los parámetros de comportamiento y se realizan simulaciones de Monte Carlo que permiten obtener información acerca de los efectos que tendrían distintas alternativas de política monetaria en términos de variabilidad de precios y de niveles de actividad. Asimismo, se realizan diversos estudios de sensibilidad de los resultados ante modificaciones en los valores de algunos parámetros del modelo. Los resultados aportan

* Este trabajo ha sido desarrollado en el marco del proyecto "Coordinación Macroeconómica en el MERCOSUR" desarrollado por la Red de Investigaciones Económicas del MERCOSUR, con el apoyo del *International Development Research Centre* (IDRC-Canadá). El proyecto es coordinado por el Centro de Investigaciones Económicas (CINVE - Uruguay). Participan del proyecto, además de cinve, el Instituto de Economía de la Universidad Federal de Río de Janeiro (IE/UFRJ-Brasil), el Centro de Estudios de Estado y Sociedad (CEDES-Argentina) y el Centro de Análisis y Difusión de Economía Paraguaya (CADEP-Paraguay).

** Centro de Investigaciones Económicas (CINVE, Uruguay). Contacto con los autores: cinve@cinve.org.uy.

evidencia acerca de la conveniencia de coordinar las políticas monetarias. El escenario de cooperación más conveniente para la economía pequeña es aquel en que la distribución de poderes relativos en las instituciones comunes es igualitaria entre los miembros del bloque. Para la economía pequeña, un escenario de unión monetaria en el MERCOSUR implicaría una mayor inestabilidad de los niveles de actividad y una menor variabilidad de precios con relación a algunos escenarios alternativos.

Palabras clave: coordinación macroeconómica, cooperación monetaria, objetivos de inflación, simulaciones de Monte Carlo.

“... it is also true that where there is a political will there is an economic way.” King (1998)

I. INTRODUCCIÓN

Al igual que sucedió en ocasión de la gestación de la Unión Monetaria entre los países que hoy forman la Unión Europea, actualmente es posible encontrar una variedad de trabajos académicos¹ que sostienen que empíricamente no se verifican las condiciones necesarias para la conformación de un área monetaria óptima entre los países del MERCOSUR y que, por ende, desde el punto de vista de la economía, resultaría una utopía pensar en una moneda única común. Por otro lado, existen trabajos² que señalan, con cierta razón, que el planteo de un objetivo de UM en el MERCOSUR no es más extraño de lo que era el planteo en la Unión Europea durante el período de gestación de la unión monetaria y, sin embargo, el final de la historia es bien conocido: la política pudo más que la economía. Quienes se afilian a esta visión consideran que, en realidad, se torna irrelevante la discusión económica del problema, ya que los intereses políticos pueden más que las evaluaciones y restricciones que puedan provenir del funcionamiento de las economías.

En este trabajo se pretende tomar un camino intermedio, evaluando la conveniencia del establecimiento de acuerdos monetarios cooperativos entre los países del MERCOSUR. A tales efectos se contemplan las características de las estructuras macroeconómicas de las economías que componen el bloque y se analizan los efectos que po-

¹ Véase Licandro (1999).

² Véase Giambiagi (1999).

drían tener diferentes esquemas de distribución de los poderes relativos de cada país en las instituciones comunes. Pero, al mismo tiempo, se considera la influencia de argumentos de conveniencia política y motivaciones no económicas de los actores, mostrando que pueden jugar un papel relevante a la hora de adoptar la decisión de cooperar o no. Uno de los aspectos más importantes que se aborda en este artículo tiene que ver con la distribución de poderes dentro de una institución monetaria común en el MERCOSUR. Partiendo de diferentes alternativas de distribución, se pretende discutir cuáles podrían ser las consecuencias de las diferentes opciones en términos de estabilidad de precios y de niveles de actividad para cada una de las economías participantes, en particular para una economía pequeña como la uruguaya.

El punto de referencia para la elaboración del esquema macroeconómico utilizado en este artículo es el propuesto por Casella (1992). Este autor considera un modelo de dos países y llega a la conclusión de que un acuerdo monetario cooperativo sólo sería conveniente para una economía pequeña si a ésta se le otorga un poder relativo mayor que el que surgiría de su dimensión económica en las decisiones de un banco central común.

El esquema analítico que se presenta en este artículo va más allá del caso considerado por Casella. En primer lugar, se considera un modelo de tres países, lo que implica una estructura más compleja y, a la vez, más adecuada para analizar el problema de cooperación monetaria entre los países del MERCOSUR. En segundo lugar, el modelo ha sido calibrado a partir de estimaciones realizadas con datos de Argentina, Brasil y Uruguay. En tercer lugar, se considera explícitamente el problema de definir reglas óptimas de política monetaria ante distintas distribuciones de poder relativo en la toma de decisiones de las instituciones comunes. Finalmente, se realiza un análisis de sensibilidad de los resultados ante distintas configuraciones de la estructura de las economías y de las preferencias de los países.

El trabajo se organiza de la siguiente forma. En la sección 2, se discuten algunos aspectos de economía política que pueden ser relevantes a la hora de tomar la decisión de cooperar. En la tercera sección, se presenta el modelo que será utilizado en el análisis. La sección 4 se destina a presentar los resultados de un conjunto de ejercicios de simulación que aportan información de interés sobre las motivaciones que podrían tener los distintos países para participar de acuerdos monetarios cooperativos con sus socios del MERCOSUR. Finalmente, en la sección 5, se presentan las conclusiones del trabajo y se proponen algunos temas que deberían ser considerados en la agenda pendiente sobre la cooperación macroeconómica entre los países del bloque.

II. ECONOMÍA POLÍTICA DEL MERCOSUR

Casi la totalidad de la primera década de funcionamiento del bloque se caracterizó por un crecimiento de los niveles de actividad de las economías integrantes, en un marco de liberalización comercial y de incremento de la importancia relativa del comercio intrarregional. Desde que Brasil devaluó su moneda, se han desencadenado una serie de sucesos que han hecho tambalear los avances del proceso de integración regional. El colapso del Plan Real en enero de 1999 vino acompañado por la consolidación de un escenario recesivo en las economías de la región. Las acciones gubernamentales que prevalecieron durante los años más críticos se concentraron en la adopción de medidas transitorias, orientadas a paliar los efectos más graves de situación, mientras se aguardaba el inicio de la recuperación. La falta de mecanismos de cooperación macroeconómica entre los países del bloque y la existencia de rigideces en el manejo de las políticas cambiarias y fiscales de los países pueden considerarse como factores agravantes de la situación económica a que se enfrentaron los países de la región a partir de 1999. La debilidad institucional del MERCOSUR y la ausencia de una efectiva coordinación macroeconómica afectó a todos los países del bloque, pero muy especialmente a las economías de menor tamaño relativo.

Es bien sabido que la coordinación macroeconómica entre países puede tomar diferentes formas, desde el mero intercambio de información entre los países, hasta la delegación de las políticas para su administración conjunta por parte de instituciones supranacionales. La evidencia disponible sugiere, sin embargo, que los avances en materia de coordinación de las políticas económicas entre países se producen en forma gradual, incorporando en sucesivas etapas nuevos instrumentos y objetivos, con el propósito de prevenir derrames de shocks negativos entre economías que van incrementando sus grados de interdependencia.

Respecto del tema de la debilidad institucional del MERCOSUR, hasta la actualidad, la adopción de decisiones se ha realizado por consenso de los actores gubernamentales en las “cumbres presidenciales”. No obstante, lo mencionado anteriormente deja en evidencia los problemas que lleva implícito este tipo de mecanismo, lo que abre las puertas a un debate acerca de las formas e instituciones que deberían servir de soporte a los procesos decisorios en el MERCOSUR. Eventualmente, podría contemplarse la creación de organismos supranacionales, lo que implicaría una mayor autonomía de estas instancias respecto de los intereses nacionales de cada una de los países que conforman el bloque. Claro está que, además de las limitaciones institucionales del bloque, para el fortalecimiento de los mecanismos de integración, deben tenerse en cuenta las

debilidades de la estructura institucional de cada uno de los estados que integran el MERCOSUR, así como sus respectivas vulnerabilidades y fragilidades económicas y financieras.

La elección de Luiz Ignacio “Lula” da Silva en Brasil puso nuevamente en el debate público las estrategias de inserción internacional de los países de la región. En la plataforma electoral del *Partido dos Trabalhadores* –partido gobernante en Brasil en estos momentos– se manifiesta que es necesario revigorizar el MERCOSUR y que reconstruido, éste estaría apto para enfrentar desafíos macroeconómicos, como los de una política monetaria común. Además, se afirma que es fundamental que el bloque construya instituciones políticas y jurídicas y que desarrolle una política externa común. Debe tenerse en cuenta, por otra parte, que las severas restricciones de financiamiento que enfrentan los países de la región, muy especialmente Argentina, y las complicaciones que presentan las relaciones económicas y financieras internacionales, probablemente impulsen al gobierno de Brasil a establecer compromisos más firmes en el ámbito regional. Por tanto, en la coyuntura actual, donde los actores políticos se encuentran dispuestos a una profundización de la integración, el debate de la coordinación de la política monetaria se hace más relevante que nunca.

II.1 La coordinación bajo flotación de los tipos de cambio

Existe consenso entre los técnicos y entre los actores públicos de que los efectos desencadenados por la devaluación del real en enero de 1999 se podrían haber minimizado si hubieran existido mecanismos de coordinación de las políticas macroeconómicas que, por ejemplo, establecieran algún tipo de procedimiento de compensación a los socios afectados.

Sin embargo, la consideración de este tipo de dimensiones en el MERCOSUR deja planteadas algunas interrogantes. ¿Por qué no existió preocupación por la coordinación de políticas macroeconómicas en la década del 90? ¿Puede afirmarse que la coordinación macroeconómica se ha vuelto más necesaria y que se ve facilitada por la adopción de regímenes de flotación en los socios del MERCOSUR?

La respuesta a la primera pregunta es bastante simple. El hecho de que todos los países del bloque tuvieran un compromiso con una moneda común, el dólar, era de por sí un mecanismo de coordinación. En este contexto, no existía la necesidad de definir un mecanismo adicional de coordinación de las políticas monetarias. Sin duda, luego de la flotación del real y del peso argentino, y de las graves consecuencias de romper el compromiso establecido (de “anclar” las monedas al dólar), la coordinación de las políticas macroeconómicas, y especialmente las monetarias, se convierte en un tema crucial en el MERCOSUR.

Si esta coordinación no se produce, se podría estar ante la amenaza de una escalada de devaluaciones competitivas, que únicamente lograrán reducir el bienestar de la población con inestabilidad de precios y mayor varianza del producto. Por ello, en el presente trabajo, se entiende que la respuesta a la segunda pregunta es afirmativa: la flotación de las monedas vuelve necesarios los mecanismos de coordinación y cooperación en el plano de las políticas macroeconómicas.

El gran punto de debate que se abre en un MERCOSUR que desee crecer con estabilidad, es el diseño de los mejores mecanismos y la creación de las mejores instituciones para hacer efectiva la coordinación. Dadas las características de este artículo resultaría imposible considerar en detalle todas las alternativas que se abren para la cooperación macroeconómica entre los países del bloque. No obstante, se cree que es oportuno efectuar el análisis de algunas de las alternativas que más frecuentemente han sido planteadas: la dolarización; la creación de una moneda única en el MERCOSUR distinta al dólar; y un sistema coordinado de objetivos de inflación, eventualmente con alguna limitación respecto de la fluctuación de las monedas entre los socios. Estas dos últimas opciones serán objeto de análisis empírico en la sección 5, aunque algunos aspectos relacionados a la unión monetaria serán abordados en esta sección.

II.2 El MERCOSUR político y la opción de dolarizar las economías

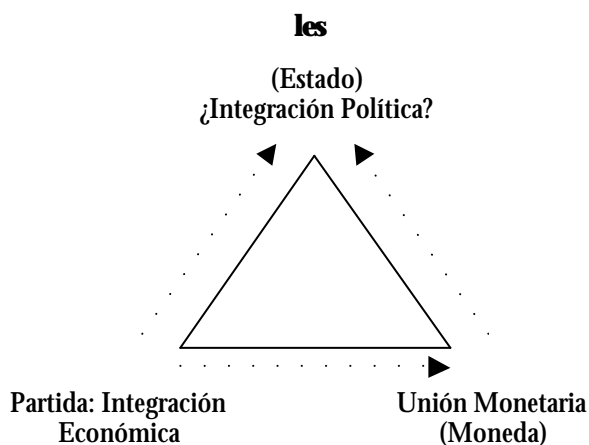
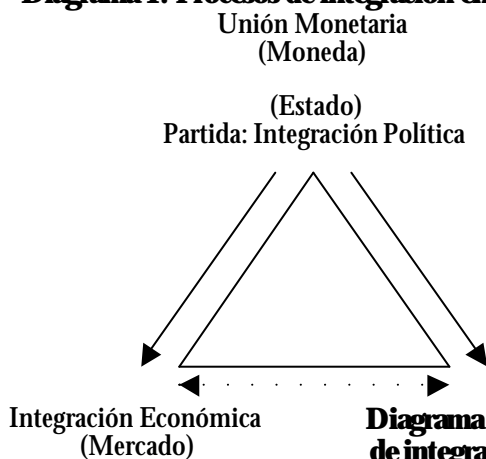
Es una tesis bastante aceptada que la actual Unión Europea es una respuesta política para enfrentar la sucesión de “desencuentros” que tuvieron como principales protagonistas a Alemania y Francia, y que dieron origen a las dos guerras mundiales del Siglo XX. Luego de la Segunda Guerra Mundial se intentaron limar las rispideces de tipo político y militar existentes entre ambas potencias, promoviendo un proceso de integración económica. En definitiva, el fin último del impulso fundador de lo que hoy se conoce como Unión Europea fue político, y la profundización de los vínculos comerciales y financieros fue un medio para lograrlo. En este sentido, el país con mayor gravitación económica de Europa, Alemania, estuvo dispuesto a ceder posiciones económicas en pro del objetivo político.

Este proceso es novedoso, ya que en el pasado, los conflictos de tipo político se resolvían por medio de las armas y el proceso económico, social y cultural de unificación venía en una etapa posterior. Tal es el caso del proceso de unificación de Italia (el *Risorgimento*). Los diagramas 1 y 2, basados en Issing (2001), son ilustrativos de dos posibles estrategias hacia una integración total.

Sin caer en comparaciones forzadas entre la Unión Europea y el proceso de integración en el MERCOSUR, no se puede dejar de advertir que los

países que fijan la agenda tienen claros intereses geopolíticos que dan ímpetu y contenido al proceso de integración del Cono Sur. Al respecto, el ex ministro de Relaciones Exteriores de Brasil, Celso Lafer (2000), señalaba acerca de los dilemas y desafíos de la política externa brasileña: “Este entendimiento buscó transformar fronteras de separación en fronteras de cooperación, lo que recientemente se tradujo en hacer no solamente la mejor política sino también la mejor economía de una geografía (...). El paradigma de este proceso de transformación del papel de las fronteras en América del Sur es el MERCOSUR, resultado de una efectiva reestructuración de naturaleza estratégica del relacionamiento Brasil-Argentina, (...) “pilar de la organización de toda América del Sur”, según la evaluación del presidente Fernando Henrique Cardoso”. (La traducción es propia).

Diagrama 1. Procesos de integración en el pasado



En esencia, esta visión política del MERCOSUR se ha mantenido en el gobierno de Lula, quien afirmó enseguida de asumir la Presidencia del Brasil: “El MERCOSUR precisa ser fortalecido, y prácticamente reconstruido. Y no debe ser visto solamente desde el punto de vista económico, sino que debe contemplar también la cultura y la política”.³

Por lo tanto, y ya para descartar una de las opciones, más allá de los problemas asociados a la pérdida de un instrumento de política económica clave, la dolarización es imposible por una poderosa razón política. Brasil no parece estar dispuesto a perder la soberanía de su moneda, y esto es muy claro si tenemos en cuenta el papel que este país quiere cumplir, el de “monstruo no asustador”, al decir de Lafer (2000) (país “monstruo” al igual que Estados Unidos, Rusia, China e India por sus dimensiones geográficas, demográficas, económicas y políticas, pero “no asustador” por su limitado poderío militar y su tradición negociadora y mediadora) que quiere jugar en el tablero internacional como una potencia independiente en todos los aspectos, incluso el monetario.

Los párrafos anteriores muestran que el MERCOSUR hay que concebirlo, en primera instancia, como un objetivo político. Por lo tanto, es posible en un futuro, por cierto no necesariamente cercano, que una solución al problema de cooperación y coordinación sea la creación de una moneda única.

II.3 La unión monetaria

Como fue planteado en las secciones anteriores, la conveniencia de la creación de una zona monetaria en el MERCOSUR no se debe evaluar únicamente desde un punto de vista económico. Un eventual proceso de unificación monetaria no será un fin en sí mismo; es decir, no se lo tomará exclusivamente como un fin para reducir costos de transacción y como una solución cooperativa de las políticas macroeconómicas, sino que probablemente será un medio para un fin último de tipo político.

Es útil, sin embargo, desde el punto de vista de los socios menores, considerar las condiciones bajo las cuales es conveniente entrar en un acuerdo, ya que en estos países es probable que los objetivos políticos-estratégicos tengan menos peso que los objetivos económicos. Es decir, los países pequeños centrarán su elección de avance hacia una integración total con Argentina y Brasil en aspectos que están más relacionados al desempeño económico que puedan obtener con esta integración.

Si bien no es claro el desempeño económico, por ejemplo en términos de evolución del producto y la inflación, que podrían tener Paraguay y Uruguay ante distintos procesos de inserción internacional, puede realizarse el ejercicio

³ Cita tomada del diario *El Observador* del 14 de enero de 2003.

(muy rudimentario) de imaginar que podría suceder ante la concreción de una unión monetaria. Para esto en primera instancia hay que pensar en que factores serán los que determinen la convergencia de las economías y las preferencias agregadas del bloque. Es probable que la dimensión de la economía medida por el PIB, la población y el área geográfica sean factores que estén entre ellos.

Cuadro 1. La importancia relativa de Uruguay en el MERCOSUR

	Argentina/Uruguay	Brasil/Uruguay	(Argentina+Brasil)/ Uruguay
Población en año 2000	11	51	62
Área geográfica	16	49	64
PIB en año 1998	13	35	49
Promedio	13	45	58

Fuente: Ministerio de Economía de Argentina, Instituto Nacional de Estadísticas y Censos de Argentina, Banco Central del Brasil, Instituto Brasileiro de Geografía y Estadísticas, Banco Central del Uruguay e Instituto Nacional de Estadística de Uruguay.

Si bien la preocupación de este trabajo estará en la estabilidad del nivel de actividad y la inflación de los países de la región, es decir estará centrada en la varianza de estas variables, tal como quedará en evidencia en las próximas secciones, no se puede dejar de considerar la media como un indicador que es tan o más relevante que la varianza.

En este sentido, si se procesara una convergencia hacia la inflación y la tasa de crecimiento del producto promedio durante los últimos treinta años de los socios ponderado únicamente por el PIB de los países, y suponiendo además que la historia de los últimos 30 años es el marco relevante a considerar, puede realizarse el ejercicio de calcular la tasa de inflación y de crecimiento del bloque. El cuadro 2 muestra los resultados.

Cuadro 2. Escenario posible de una Unión Monetaria

Promedio 1971 - 2001	PBI (tasa de crecimiento)	Inflación
Brasil	4,1%	25%
Argentina	1,7%	297%
Paraguay	4,5%	8%
Uruguay	2,1%	52%
Promedio ponderado por PIB de 1998	3,4%	98%

Fuente: Cálculo de los autores sobre la base de datos del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos de Argentina, del Banco Central del Brasil, del Banco Central del Uruguay y del Banco Central del Paraguay.

En este escenario, Uruguay ganaría en términos de tasa de crecimiento del producto. Sin embargo, tendría que convivir con una economía menos estable en términos de precios. Los resultados de las simulaciones que se exponen en la sección 5 reforzarán esta última conclusión.

III. EL MODELO

En lo que sigue se presenta un modelo que describe la dinámica de tres economías integrantes de un bloque regional que interactúan tanto entre sí, así como con una cuarta economía, el Resto del Mundo⁴. No se trata de un bloque homogéneo, sino que se encuentra integrado por una economía pequeña (u), y dos economías grandes (b y a). Dicho modelo está compuesto por funciones de oferta y demanda agregada con expectativas retrospectivas y rigideces. El mismo se calibra y simula, a la vez que se realizan análisis de sensibilidad a modificaciones en los valores de algunos parámetros de interés.

III.1 Demanda Agregada

Las funciones de demanda agregada para las tres economías de la región son

$$(1) \quad y_u(t) = -k_u r_u(t-1) + a_{bu} s_{bu}(t-1) + a_{au} s_{au}(t-1) + \alpha_u y_u(t-1) + d_{ub} y_b(t-1) + d_{ua} y_a(t-1) + e_1 s_u^*(t-1) + e_2 y^*(t-1) + \varepsilon_u(t)$$

$$(2) \quad y_b(t) = -k_b r_b(t-1) + b_{ba} s_{ab}(t-1) + a_b y_b(t-1) + d_{ba} y_a(t-1) + e_3 s_b^*(t-1) + e_4 y^*(t-1) + e_b(t)$$

$$(3) \quad y_a(t) = -k_a r_a(t-1) - c_{ab} s_{ab}(t-1) + a_a y_a(t-1) + d_{ab} y_b(t-1) + e_5 s_a^*(t-1) + e_6 y^*(t-1) + e_a(t)$$

donde y_i con $i = u, b$ y a son los productos de las economías u , b y a , respectivamente. A su vez,

r_i representa las tasas reales de interés,

s_{ij} el tipo de cambio real bilateral de las economías i y j ,

s_i^* el tipo de cambio real de la economía i con el resto del mundo

y^* el producto del resto del mundo, y finalmente,

e_i es el término de perturbación que representa los choques a la demanda agregada de la economía i y se comporta como ruido blanco.

⁴ Las variables macroeconómicas del Resto del Mundo se anotan con asteriscos.

En todos los casos, $i = u, b, a$, $j = u, b, a$, $i \neq j$, y las variables son funciones del tiempo –que se anota entre paréntesis. Asimismo, a excepción de la tasa de interés que se encuentra en porcentaje, todas las variables se expresan en logaritmos y representan la brecha respecto de su valor de equilibrio de largo plazo.

Las ecuaciones de demanda agregada tienen implícitos distintos supuestos. En primer lugar, obsérvese que se explicitan los signos que se esperan para diferentes coeficientes del modelo según la teoría.

En segundo lugar, los productos contemporáneos son explicados por las restantes variables rezagadas un período, es decir que se evita la simultaneidad entre las variables del modelo.

Tercero, se asume que la economía pequeña es influida por los productos y tipos de cambio reales bilaterales de sus vecinos regionales, pero no afecta la demanda agregada de estos últimos.

En cuarto lugar, la tasa de interés real esperada de la economía i , ($i = u, b, a$) en período t se define como

$$(4) \quad r_i(t) = i_i(t) - p_i(t)$$

con i_i la tasa de interés nominal de la economía i , el instrumento de política de la Autoridad Monetaria y p_i la tasa de inflación de dicha economía. En el modelo aquí propuesto, se asume al igual que Van Aarle *et al* (2003) que los agentes hacen previsiones miopes de la inflación de forma que $p^e(t+1) = p(t)$

III.2 Funciones de oferta

Las curvas de oferta agregada o de *Phillips* se presentan a continuación:

$$(5) \quad p_u(t) = g_u y_u(t-1) + b_u p_u(t-1) + h_{ub} \Delta s_{bu}(t-1) + h_{ua} \Delta s_{au}(t-1) + e_7 \Delta s_u^*(t-1) + u_u(t)$$

$$(6) \quad p_b(t) = g_b y_b(t-1) + b_b p_b(t-1) + h_{ba} \Delta s_{ab}(t-1) + e_8 \Delta s_b^*(t-1) + u_b(t)$$

$$(7) \quad p_a(t) = g_a y_a(t-1) + b_a p_a(t-1) - h_{ab} \Delta s_{ab}(t-1) + e_9 \Delta s_a^*(t-1) + u_a(t)$$

donde Δ es el operador primera diferencia y u_i representa los choques a la oferta agregada, con $i = u, b, a$. Así, la desviación de la inflación respecto de su valor de equilibrio en el período t es función de la brecha del producto rezagado un período y las devaluaciones reales bilaterales también del período anterior. A su vez, se permite la presencia de un componente autorregresivo en la dinámica de las ecuaciones de oferta de las tres economías.

Obsérvese que análogamente a las ecuaciones de demanda, la economía pequeña no afecta el comportamiento de la inflación de las economías grandes, pero éstas sí ejercen influencia en la primera a través de sus tipos de cambio bilaterales.

III.3 Dinámica de los tipos de cambio reales bilaterales

Los seis tipos de cambio reales bilaterales del modelo se definen como:

$$(8) \quad s_{bu}(t) = p_b(t)/p_u(t)$$

$$(9) \quad s_{au}(t) = p_a(t)/p_u(t)$$

$$(10) \quad s_{ab}(t) = p_a(t)/p_b(t)$$

$$(11) \quad s_u^*(t) = p^*(t)/p_u(t)$$

$$(12) \quad s_b^*(t) = p^*(t)/p_b(t)$$

$$(13) \quad s_a^*(t) = p^*(t)/p_a(t)$$

donde p_i hace referencia al nivel de precios de la economía i con $i = u, b, a$, y p^* al nivel de precios del resto del mundo.

Asimismo, diversos estudios sobre la paridad de poder de compra (PPC) para distintos países incluidos los del MERCOSUR (Froot y Rogoff (1995), Rogoff (1996), Canelo *et al.*, (1999)) encuentran evidencia de desviaciones de la relación de equilibrio o PPC que puede durar entre 2 y 5 años. Rogoff (1996) plantea: “*As a consequence of various adjustment costs, there is a large buffer within which nominal exchange rate can move without producing an immediate response in relative domestic prices*”. Para reflejar los desvíos respecto del equilibrio, se asume que los tipos de cambio reales siguen un comportamiento autorregresivo de primer orden, por lo que:

$$(14) \quad s_{bu}(t) = \mathbf{d}_{bu}s_{bu}(t-1) + \mathbf{w}_{bu}(t)$$

$$(15) \quad s_{au}(t) = \mathbf{d}_{au}s_{au}(t-1) + \mathbf{w}_{au}(t)$$

$$(16) \quad s_{ab}(t) = \mathbf{d}_{ab}s_{ab}(t-1) + \mathbf{w}_{ab}(t)$$

$$(17) \quad s_u^*(t) = \mathbf{d}_u^*s_u^*(t-1) + \mathbf{w}_u^*(t)$$

$$(18) \quad s_b^*(t) = \mathbf{d}_b^*s_b^*(t-1) + \mathbf{w}_b^*(t)$$

$$(19) \quad s_a^*(t) = \mathbf{d}_a^*s_a^*(t-1) + \mathbf{w}_a^*(t)$$

siendo \mathbf{w} los términos de perturbación ruido blanco.

III.4 Variables de la Economía Resto del Mundo

Las últimas ecuaciones del modelo refieren al comportamiento de las variables externas al bloque. Se supone que las mismas tienen una dinámica autorregresiva de primer orden, es decir

$$(20) \quad y^*(t) = a^* y^*(t-1) + v_1(t)$$

$$(21) \quad p^*(t) = b^* p^*(t-1) + v_2(t)$$

donde v_1 y v_2 son variables aleatorias ruido blanco.

III.5 Las funciones de pérdida

Con el fin de simplificar los cálculos se supone que las preferencias de las tres economías son cuadráticas y están definidas en el espacio inflación-producto. Así, la función de pérdida del país i se puede escribir como:

$$(22) \quad L_i(t) = I_i p_i^2(t) + y_i^2(t)$$

donde $i = u, b, a$ y I_i representa la preferencia relativa de la economía i por la estabilidad de precios.

Para analizar la situación de coordinación de políticas se minimiza una función de pérdida conjunta del bloque, que tiene como instrumentos las tasas de interés y en la que la ponderación de los objetivos de estabilidad de precios y producto puede ser variable por país y, en particular, puede depender del poder relativo de los socios. Esto puede interpretarse como una política de objetivo inflación de los países del bloque.

Es así que, se supone la misma forma funcional para la función de pérdida conjunta de las tres economías con una agregación aditiva, de manera que:

$$(23) \quad V(t) = \sum_{i=u,b,a} \Omega_i [I_i p_i^2(t) + y_i^2(t)]$$

donde los parámetros Ω_i refieren a la ponderación de la economía i ($i = u, b, a$) en la función de pérdida conjunta.

El problema consistirá en elegir los valores de las variables instrumento –las tasas de interés correspondientes– de forma de minimizar:

$$(24) \quad J_0 = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} b^t V(t).$$

donde E_0 representa el operador esperanza en $t = 0$ y b es un factor de descuento.

III.6 El modelo en forma matricial

La regla de política óptima surge de resolver un problema general como el que se plantea a continuación,

$$(25) \quad \text{Mín. } J_0 = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \mathbf{b}' x'(t) P x(t),$$

s.a.

$$(26) \quad x(t) = Ax(t-1) + Bi(t-1) + \mathbf{e}(t)$$

y

$$(27) \quad i(t) = Fx(t),$$

donde (25) muestra la función objetivo (de pérdida) a minimizar donde P es una matriz que queda determinada de acuerdo a la ponderación relativa de las tres economías y al valor de los parámetros de preferencia que cada uno de los países tiene por la estabilidad de precios.

x es el vector de las variables de estado de las tres economías, que está compuesto por

$$(28) \quad x = (y_u, y_b, y_a, \mathbf{p}_u, \mathbf{p}_b, \mathbf{p}_a, s_{bu}, s_{au}, s_{ab}, y^*, \mathbf{p}^*, s_u^*, s_b^*, s_a^*)$$

La ecuación (26) representa la estructura conjunta de las tres economías expresada en forma matricial, donde A y B son matrices de parámetros. El vector i muestra los instrumentos de política, que en principio son las tres tasas de interés de las economías.⁵ Las mismas reaccionan ante movimientos en las variables de estado de acuerdo a los parámetros de elasticidades que están implícitas en la matriz F en (27). Finalmente, \mathbf{e} representa el vector de perturbaciones del modelo. Así, el problema que se presenta consiste en determinar la matriz F de forma de minimizar la función de pérdida (25).

Una vez obtenida la matriz F se puede simular valores de los choques con el fin de encontrar la varianza asociada a cada F (y por tanto, a cada estructura de preferencias).

IV. CALIBRACIÓN DEL MODELO Y EJERCICIOS DE SIMULACIÓN

El objetivo fundamental del trabajo empírico es el de obtener las varianzas del producto y la inflación de las tres economías consideradas bajo distintas hipótesis de coordinación. Para ello se consideran distintas configuraciones de los parámetros de la función de pérdida conjunta. En particular, se pretende evaluar la sensibilidad de la función objetivo y las

⁵ Cuando se realice la simulación de algunos escenarios de coordinación, el instrumento de política será únicamente la tasa de interés del conjunto de países que coordinan.

variabilidades de los productos e inflaciones a modificaciones en el peso de las economías del bloque, así como a cambios en la ponderación del objetivo de inflación y de producto de cada país.

El resultado que se estima más probable es que la meta agregada esté más cerca de los objetivos de Argentina y Brasil que de Uruguay y Paraguay. En principio y sin más evidencia, no sería razonable conjeturar que estos países no hicieran pesar sus preferencias a la hora de establecer los objetivos macroeconómicos del MERCOSUR.

IV.1 Calibración del modelo

Los valores con los cuales se calibran los parámetros del modelo se obtienen a partir de estimaciones propias. Los mismos se presentan en el siguiente cuadro 3.

Cuadro 3
Valores ajustados a los parámetros del modelo

Demanda Agregada			
$d_{ub} = 0,1985$ $d_{ua} = 0,3278$ $d_{ba} = 0,01$ $d_{ab} = 0,1289$			
$k_u = 0,01$ $k_b = 0,05$ $k_a = 0,1452$			
$a_{bu} = 0,034$ $a_{au} = 0,01$ $b_{ba} = 0,027$ $c_{ab} = 0,0117$			
$e_1 = 0,01$ $e_3 = 0,0204$ $e_5 = 0,05$			
$e_2 = 0,05$ $e_4 = 0,97$ $e_6 = 0,05$			
$\alpha_u = -0,2845$ $\alpha_b = -0,34$ $\alpha_a = 0$			
$\sigma(\epsilon_u) = 0,02$ $\sigma(\epsilon_a) = 0,025$ $\sigma(\epsilon_a) = 0,023$			
Oferta o curva de Phillips			
$g_u = 0,1474$ $g_b = 0,597$ $g_a = 0,23$			
$\beta_u = 0,5138$ $\beta_b = 0$ $\beta_a = 0,51$			
$h_{ub} = 0,001$ $h_{ua} = 0,0543$ $h_{ba} = 0,3636$ $h_{ab} = 0,05$			
$e_7 = 0,05$ $e_8 = 0,9$ $e_9 = 0,13$			
$\sigma(u_u) = 0,013$ $\sigma(u_u) = 0,12$ $\sigma(u_b) = 0,097$			
Dinámica de los tipos de cambio reales			
$\delta_{bu} = 0,9$ $\delta_{au} = 0,8$ $\delta_{ab} = 0,8$			
$\delta_u^* = 0,9$ $\delta_b^* = 0,9$ $\delta_a^* = 0,9$			
$\sigma(\omega_{bu}) = 1,11E - 07$ $\sigma(\omega_{au}) = \sigma(\omega_{ab}) = 1,25E - 07$			
$\sigma(\omega_u^*) = \sigma(\omega_b^*) = \sigma(\omega_a^*) = 1,11E - 07$			
Dinámica del Resto del Mundo			
$\alpha^* = 0,5$ $\beta^* = 0,5$			
$\sigma(v_1) = 0,005$ $\sigma(v_2) = 0,005$			
Funciones de pérdida			
$\beta = 0,95$			

IV.2 Resultados de la simulación

Se trabajará sobre tres escenarios principales, uno de no coordinación de la política monetaria, uno de coordinación (de objetivo inflación) y uno de unión monetaria (véase cuadro 4). De estos últimos dos, se abrirán sub-escenarios, donde el foco principal estará sobre la distribución de poder relativo en las decisiones (o en la ponderación de la función de pérdida del país en la función de pérdida agregada).

La diferencia entre el escenario de coordinación y el de unión monetaria estará dada por la existencia de tres instrumentos de política en caso del primero (tres tasas de interés) y de uno en el caso del segundo (única moneda y única tasa de interés). Es necesario señalar que la estructura de la economía se ha mantenido invariante en los dos escenarios, lo que claramente es una limitación, ya que es probable que en el camino hacia una unión monetaria las economías converjan al menos en algún aspecto. Esta limitación será parcialmente levantada en el ejercicio que se realizará al final de esta sección.

Un aspecto clave de la discusión estará dado por la consideración de distintas configuraciones de los parámetros de la función de pérdida conjunta. Si bien se parte de valores dados (no estimados) de los parámetros de la función de pérdida agregada, se realizarán análisis de sensibilidad a cambios en las ponderaciones de las diversas economías en la función de pérdida conjunta, así como a modificaciones en las preferencias relativas por parte de los países hacia la estabilidad de precios y de producto.

Si la ponderación de las preferencias de cada país en la fijación de los objetivos tiene relación con variables como el PIB, la población de cada país y su área geográfica, se podría decir que el valor de los objetivos estaría determinado en más de un 70% por Brasil y en más de un 20% por Argentina. En términos más precisos, haciendo un promedio simple de estos tres criterios, como vimos en la sección anterior, Uruguay tendría 45 veces menos poder que Brasil y 13 veces menos que Argentina para determinar los objetivos del bloque. Es claro que este análisis es necesariamente limitado, ya que no se consideran otras dimensiones que pueden incidir sobre el peso relativo de cada país en el contexto de la unión monetaria.

Cuadro 4
Escenarios de simulación

Hipótesis	Supuestos sobre los parámetros de la función de pérdida: $V = \Omega_u (y_u^2 + \lambda_u \pi_u^2) + \Omega_b (y_b^2 + \lambda_b \pi_b^2) + \Omega_a (y_a^2 + \lambda_a \pi_a^2)$					
	Ω_u	Ω_b	Ω_a	λ_u	λ_b	λ_c
No coordinación						
Con política activa en Uruguay	1	0	0	1	0.5	0.5
Coordinación						
Con igual poder	1/3	1/3	1/3	1	0.5	0.5
Con distribución asimétrica de poder (proporcional al PIB)	0.02	0.76	0.22	1	0.5	0.5
Entre Argentina y Brasil y política pasiva en Uruguay	0	0.5	0.5	1	0.5	0.5
Unión Monetaria						
Con igual poder	1/3	1/3	1/3	1	0.5	0.5
Con distribución asimétrica de poder (proporcional al PIB)	0.02	0.76	0.22	1	0.5	0.5

Las comparaciones de los distintos escenarios estará construida sobre la varianzas de la inflación y el producto de cada economía, pero como paso previo se computarán las reglas óptimas de política que correspondan.⁶ Asimismo, se calcula el valor medio de la pérdida bajo los distintos escenarios como un indicador sintético de la inconveniencia de los mismos.

Para computar las varianzas se realiza un experimento de simulación de Monte Carlo. Se genera una secuencia de términos aleatorios (1.000 vectores de choques) con media cero y varianza igual a la del ruido de cada ecuación del modelo, con el fin de obtener estimaciones de las variables predeterminadas bajo diferentes escenarios o hipótesis de cooperación, y a partir de las mismas, de sus varianzas y desvíos estándar.

La pérdida esperada incondicional para cada economía *i* se calcula como:

$$E[L_i(t)] = I_i E[p_i^2(t)] + E[y_i^2(t)]$$

y dado que la tasa inflación y el producto se encuentran expresados en desvíos respecto a su valor medio, resulta

$$E[L_i(t)] = I_i \text{var}[p_i(t)] + \text{var}[y_i(t)]$$

⁶ Estas no se presentan en el texto pero están disponibles si se solicitan a los autores.

Así, resulta que la pérdida esperada es sencillamente la suma ponderada de las varianzas del producto y la inflación.

Los resultados se presentan en los cuadros 5 y 6, y en los gráficos 1 a 3.

Cuadro 5
Desvíos estándar del producto y la inflación bajo distintas hipótesis
(en %)

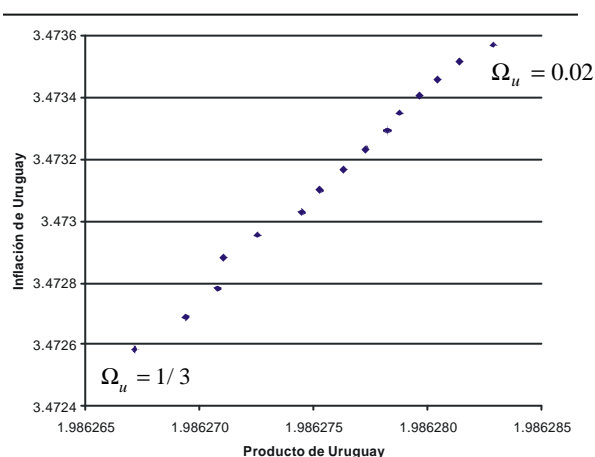
Hipótesis	σ_{y_u}	σ_{π_u}	σ_{y_b}	σ_{π_b}	σ_{y_a}	σ_{π_a}
No coordinación						
Con política activa en Uruguay y política pasiva en Argentina y Brasil	2.0179	3.9071	2.8301	16.3519	12.0112	26.8939
Coordinación						
Con igual poder	1.9863	3.4726	2.6789	13.9496	2.2844	20.6777
Con distribución asimétrica de poder (proporcional al PIB)	1.9863	3.4736	2.6785	13.9522	2.2777	20.6890
Entre Argentina y Brasil y política pasiva en Uruguay	2.5013	3.3895	2.6785	13.9523	2.2774	20.6895
Unión Monetaria						
Con igual poder	2.6929	3.3328	2.5185	13.9791	2.2445	20.9834
Con distribución asimétrica de poder (proporcional al PIB)	2.8193	3.3206	2.5246	13.8835	2.2678	20.7188

Cuadro 6
Pérdida promedio bajo distintos escenarios
(en %)

Hipótesis	$E(L_u)$	$E(L_b)$	$E(L_a)$
No coordinación			
Con política activa en Uruguay y política pasiva en Argentina y Brasil	5.9250	11.0061	25.4582
Coordinación			
Con igual poder	5.4589	9.6537	12.6233
Con distribución asimétrica de poder (proporcional al PIB)	5.4599	9.6546	12.6222
Entre Argentina y Brasil y política pasiva en Uruguay	5.8908	9.6547	12.6222
Unión Monetaria			
Con igual poder	6.0257	9.5081	12.7362
Con distribución asimétrica de poder (proporcional al PIB)	6.1399	9.4664	12.6272

Varios resultados emergen de las simulaciones. En primer lugar, el escenario de coordinación resulta en una menor varianza del producto y de la inflación que los escenarios de no coordinación para Uruguay, siempre que este último mantenga una política activa. A su vez, el escenario de no coordinación conduce a una pérdida promedio mayor para cualquiera de las tres economías respecto de los diferentes escenarios de coordinación. Este resultado se debe a que, aun cuando Uruguay puede imponer su política óptima y sus preferencias, la coordinación es un mecanismo que impone reglas sobre Argentina y Brasil, lo que lleva a una menor varianza del producto y de la inflación en esos países. Por tanto, su inexistencia aumenta la dimensión de los choques que recibe Uruguay. Igual razonamiento es pertinente para las economías de Argentina y Brasil, aun en el caso de una política pasiva por parte de Uruguay.

Gráfico 1
Desvíos estándar en Uruguay bajo distintos valores de Ω_u



En segundo lugar, el mejor escenario de coordinación para Uruguay es aquel en el que se mantiene la política monetaria interna y se decide una ponderación equitativa de las tres economías en la función de pérdida, tal como surge de los cuadros 5 y 6 y del gráfico 1.

Es interesante observar que los países socios también se benefician en términos de estabilidad de precios al otorgarle un mayor peso en las decisiones del bloque a Uruguay que la que surgiría de su peso en el producto, la población y la dimensión geográfica regional. Es decir, los países más grandes comprarían estabilidad de precios al otorgarle un mayor poder de decisión a Uruguay, país que pondera más el objetivo de inflación, tal como lo muestran los gráficos 2 y 3. Sin embargo, esto sería a costa de admitir una mayor varianza del producto. Esta conclusión, debe

ser relativizada por los valores obtenidos de la pérdida esperada. Al interior de los escenarios de coordinación, mientras la pérdida esperada para Argentina es menor cuando la distribución de poder es equitativa, para Brasil ocurre lo contrario, resultado que es esperable por el peso relativo que tiene el PIB brasileño en el producto total del MERCOSUR (76%).

Gráfico 2
Desvíos estándar en Brasil bajo distintos valores de Ω_u

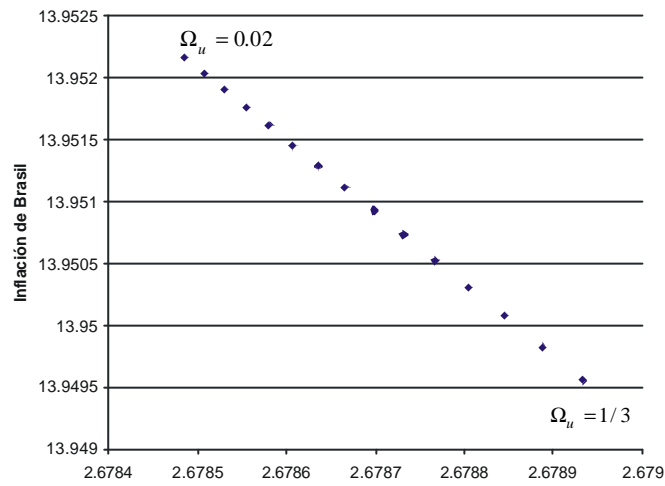
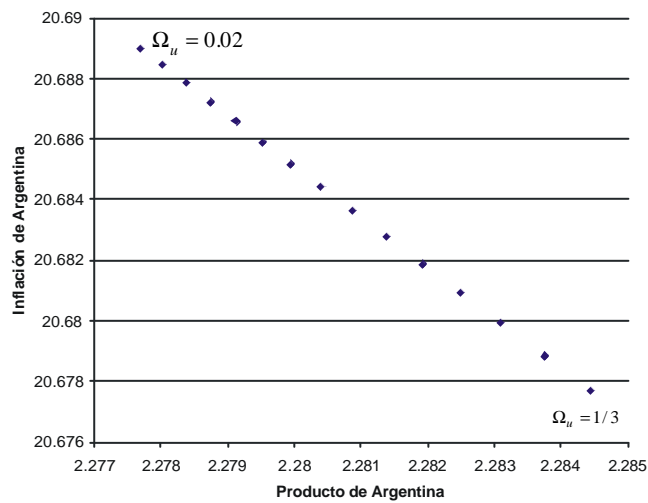


Gráfico 3
Desvíos estándar en Argentina bajo distintos valores de Ω_u



En tercera instancia, si Uruguay decidiera no participar de un acuerdo de coordinación concertado entre Brasil y Argentina, se expondría a un aumento importante en la varianza del producto en comparación con la situación de cooperación, aunque observando la varianza de inflación la acción parece ser beneficiosa. En términos de pérdida esperada, la no participación de Uruguay implica una disminución en el bienestar de aproximadamente 8% respecto de la situación de coordinación con distribución asimétrica de poder, escenario que le sigue en materia de valor esperado de pérdida.

Es necesario tener en cuenta que no se están considerando otros costos que se le podrían imponer a Uruguay en el caso de una decisión de negativa a la cooperación. En particular, los socios mayores o los “grandes hermanos” tienen otros mecanismos para imponer sus preferencias, por ejemplo, podrían emplear represalias comerciales.

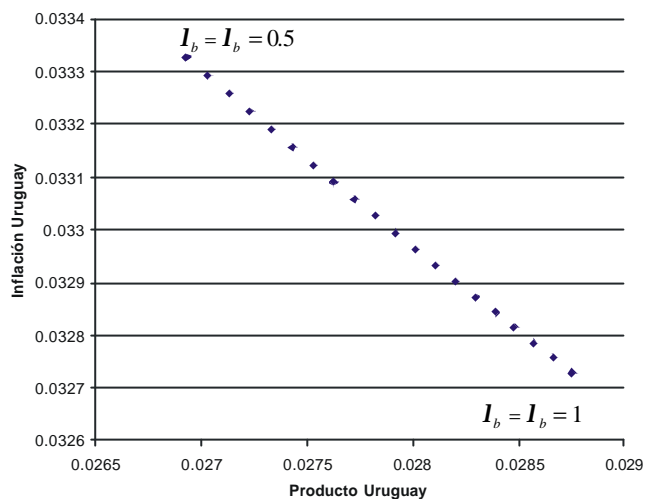
Finalmente, la hipótesis de unión monetaria, dada la estructura de las economías, es la menos beneficiosa en términos de la varianza del producto para Uruguay, así como de la pérdida esperada, aunque ganaría en estabilidad de precios, al lograr que los socios más inestables cuenten con una regla que los discipline. Sin embargo, es claro que esta conclusión está influida por la estructura de la economía y de las preferencias. La hipótesis más razonable es que las economías converjan antes de la decisión de una unión monetaria. Para dar cuenta de esta hipótesis se realizaron dos ejercicios adicionales (aun rudimentarios en los que se permitió una convergencia gradual de ciertos parámetros de interés a un valor fijo).

En primera instancia, se supone que las preferencias por la estabilidad de precios –parámetros I_i – convergen entre países,⁷ en particular las de Argentina y Brasil convergen a la de Uruguay (esto además parece ser lo observado en el último lustro de los 90 en las economías de la región) y se volvió a calcular la varianza asociada a un proceso de unión monetaria, partiendo de una situación de igual poder relativo entre los socios. El proceso de convergencia se hizo en 20 etapas y se computó la varianza asociada a cada una de ellas. Los resultados se exponen en los gráficos 4 a 6.

Como era de esperar, a medida que Argentina y Brasil, que inicialmente valoran menos la estabilidad de precios que Uruguay, convergen, la varianza de la inflación en Uruguay se reduce, aunque ésta tiene como costo una mayor varianza del producto. En comparación con las demás opciones, es decir con las de coordinación y no coordinación, se sigue ganando en términos de varianza de inflación, pero la varianza del producto sigue siendo mayor.

⁷ Se asumió una regla de convergencia en la que I_i para $i=b,a$ pasa de 0,5 a 1 (el valor de Uruguay) en 20 trimestres.

Gráfico 4
Desvíos estándar en Uruguay bajo convergencia de preferencias



El mismo efecto se produce sobre Argentina y Brasil, por tanto el bloque en su conjunto es más estable en términos de precios al haber una convergencia de preferencias hacia las de Uruguay, pero a costa de una mayor volatilidad del producto en comparación con la situación inicial.

Gráfico 5
Desvíos estándar en Brasil bajo convergencia de preferencias

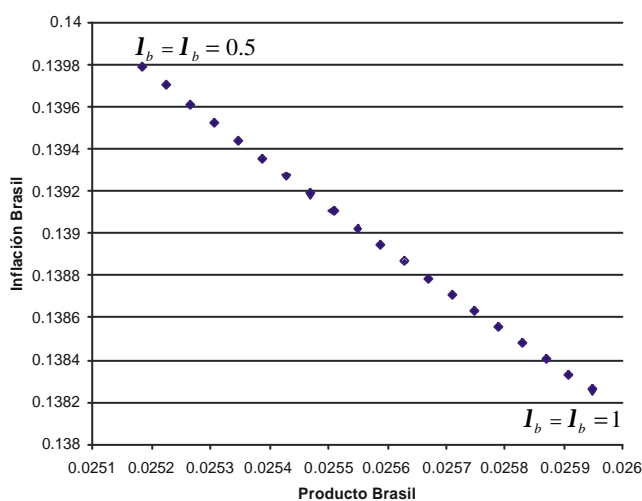
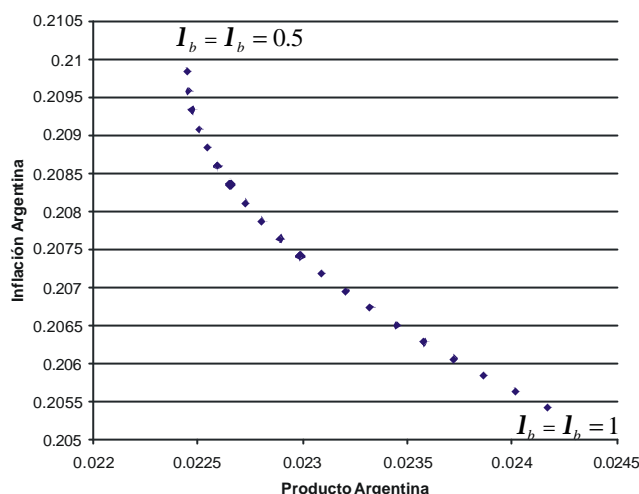


Gráfico 6
Desvíos estándar en Argentina bajo convergencia de preferencias



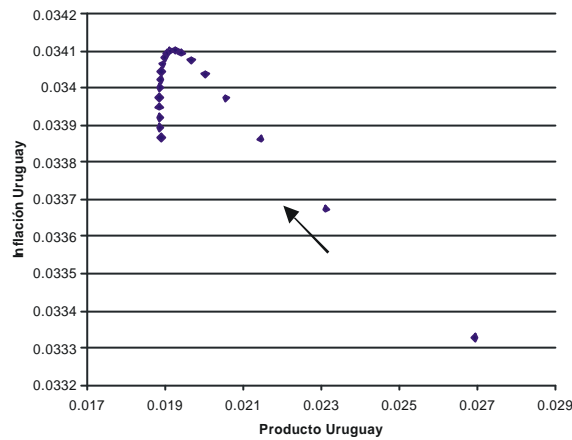
De cualquier forma, para Brasil y Argentina, en comparación con las opciones de coordinación y de no coordinación, la hipótesis de unión monetaria es sin ambigüedades mejor.

Con el objetivo de añadir complejidad al análisis anterior, agregamos una dimensión más de convergencia. Es de esperar que cuanto más integradas se encuentren las economías, se dé con mayor rapidez el pasaje de inflación de un país a otro. Bajo esta consideración, se realizó un último ejercicio, en el que se hace converger a cero los parámetros de las ecuaciones 14 a 16 además de hacer tender las preferencias por la estabilidad de precios de Argentina y de Brasil al valor de I_u , partiendo de un escenario de distribución de poder simétrica entre las economías.

En este caso, al modificarse en forma simultánea dos conjuntos de parámetros del modelo, las dinámicas resultan no lineales. El efecto final sobre Uruguay es una disminución de la varianza del producto y un aumento de la inestabilidad de precios. Sobre la inflación existen dos efectos contrapuestos. Como se vio en el gráfico 4 la convergencia de las preferencias tiende a reducir la varianza de la inflación, sin embargo, al producirse un trasvase más rápido de la inflación regional a la inflación uruguaya, los choques sobre precios se transmiten en mayor proporción, ya que no se da tiempo a que ningún proceso de ajuste interno en las economías vecinas absorban en parte el choque de precios. El efecto neto es un aumento en la varianza de la inflación de Uruguay. Sobre el producto también se dan efectos contrapuestos, primando el efecto de reducción de su varianza. La evaluación de la función

de pérdida brinda una idea resumida del efecto. Bajo la constancia de I_u se produce una mejora en el valor de la función de pérdida, la que pasa de 0,1836 a 0,1504, con lo cual la coordinación en el escenario planteado parece ser conveniente para Uruguay.

Gráfico 7
Desvíos estándar en Uruguay bajo convergencia de preferencias
y coeficientes de demora de ajuste hacia PPC



Brasil parece ser el más beneficiado por una convergencia de este tipo: tanto la varianza del producto como de la inflación se reducen en la situación final en comparación con la situación de partida. Es más, para este país es la mejor de las situaciones consideradas.

Gráfico 8
Desvíos estándar en Brasil bajo convergencia de preferencias
y coeficientes de demora de ajuste hacia PPC

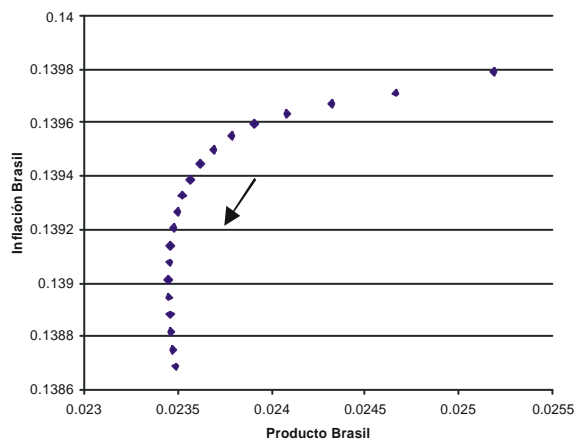
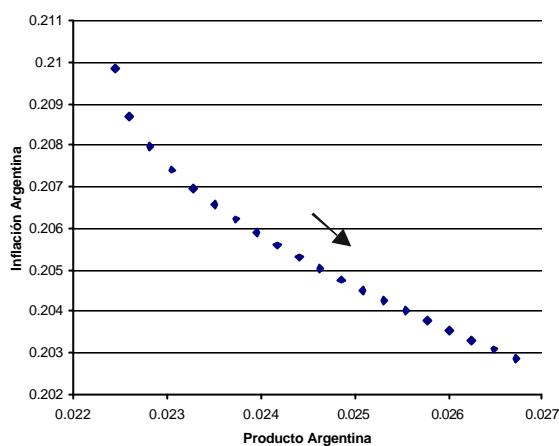


Gráfico 9
Desvíos estándar en Argentina bajo convergencia de preferencias
y coeficientes de demora de ajuste hacia PPC



En el caso de Argentina, mejora la situación en términos de estabilidad de precios, pero es inferior en términos de la varianza del producto respecto de otras opciones de cooperación que implican un vínculo menos estrecho entre las economías.

V. CONCLUSIONES

En este trabajo se presentó y simuló un modelo de tres economías que conforman un bloque regional con las características del MERCOSUR y se realizaron ejercicios de sensibilidad a modificaciones en algunos parámetros de interés. Con ello, se buscó aportar un marco de referencia para la discusión de la conveniencia de políticas de cooperación para los países del MERCOSUR y, en particular, para un país pequeño como Uruguay, dada la estructura actual de las economías de la región y la eventual distribución de poderes relativos en una institución común. Sin embargo, no se dejó de considerar que existen otros aspectos relacionados a la forma de la convergencia y cuestiones políticas que pueden jugar un rol muy importante en la decisión de cooperar o no.

Los ejercicios realizados sugieren diversas conclusiones:

- a) Coordinar conduce a la vez a menores niveles de inestabilidad de producto y de precios que no coordinar, a excepción de que Uruguay no participe del acuerdo entre Argentina y Brasil, escenario

- en el que la variabilidad del producto uruguayo es mayor respecto del de no coordinación.
- b) En el escenario de coordinación, la situación más conveniente para Uruguay en las consideradas es aquella en la que la distribución de poderes es igualitaria entre los tres países.
 - c) También en el escenario de coordinación, una ponderación mayor de Uruguay en la función de pérdida conjunta resulta en una mayor estabilidad de precios en Argentina y Brasil, a costa de una mayor volatilidad del producto de esos países.
 - d) En caso de un acuerdo entre Brasil y Argentina y una política pasiva de Uruguay, la economía pequeña del bloque pierde en estabilidad de producto, pero ganaría en términos de variabilidad de precios. Es claro que para el planteamiento de esta conclusión no se tuvieron en cuenta los efectos que podría tener la adopción de algún tipo de represalias comerciales de los dos grandes del bloque para Uruguay.
 - e) El escenario de unión monetaria resulta en una mayor varianza del producto uruguayo pero en una menor inestabilidad de precios tanto respecto a la situación de coordinación como de no coordinación. Para las economías grandes del bloque este escenario resulta el más eficiente en términos de los indicadores de volatilidad considerados.
 - f) A medida que las preferencias por la estabilidad de precios de Argentina y Brasil convergen al valor de la ponderación de la inflación en la función de pérdida de Uruguay, es decir, aquellos dos países valoran más la estabilidad de precios, se reduce la variabilidad de la inflación de las tres economías a costa de un incremento en la volatilidad del producto.
 - g) Finalmente, con distribución equitativa del poder de las tres economías en la función de pérdida, la eventualidad de una convergencia de las tasas de inflación, así como de las preferencias hacia una mayor estabilidad de precios, resulta en una situación indiscutiblemente beneficiosa para Brasil. En tanto, para Uruguay, si bien disminuye la pérdida global y la variabilidad del producto, la inestabilidad de precios es superior. Argentina, en cambio, mejora en cuanto a estabilidad de precios pero no de producto.

Si bien los ejercicios realizados muestran algunos aspectos de la conveniencia de políticas de coordinación para los países del bloque, como es obvio, el nivel de simplificación impuesta a la estructura de la economía y a las estrategias posibles hace que se dejen por el camino consideraciones que pueden ser importantes en un marco de análisis más amplio. No se

deben dejar de considerar aspectos como la necesidad del fortalecimiento institucional del bloque, el desarrollo de la estructura económica de cada uno de los países miembros, y por último, pero no menor, la reducción de la fragilidad financiera en la región ante choques externos.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aboal, D. y F. Lorenzo (2004), "Regla Monetaria Óptima para una Economía Pequeña, Abierta y Dolarizada", mimeo, CSIC, Universidad de la República del Uruguay.
- Bayoumi, T. (1994), "A Formal Model of Optimum Currency Areas", *IMF Staff Papers* 41 : 537-554.
- Cancelo, J., A. Fernández y S. Rodríguez (1998), "El Comportamiento a Largo Plazo de los Tipos de Cambio Real en el MERCOSUR", mimeo, www.iesta.edu.uy/publica.htm.
- Casella, A. (1992), "Participation in a Currency Union", *American Economic Review*, 82: 847-863.
- Chang, E., M. Muinhos y J. Teixeira (2002), "Macroeconomic Coordination and Inflation Targeting in a Two-Country Model", Working Paper 50, Banco Central del Brasil.
- Drazen, A. (2000), *Political Economy in Macroeconomics*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- Feldstein, M. (1997), "The Political Economy of the European Economic and Monetary Union: Political Sources of an Economic Liability", *NBER Working Paper* 6150.
- Frankel, J. y K. Rochett (1988), "International Macroeconomic Policy Coordination When Policymakers Do Not Agree On the True Model", *American Economic Review*, 78: 318-340.
- Froot, K. y K. Rogoff (1995), "Perspectives on PPP and Long-Run Exchange Rate", capítulo 32 en Grossman, G y K. Rogoff, *Handbook of International Economics*, vol. III, Elsevier Science B.V., Amsterdam.
- Giambiagi, F. (1999), "MERCOSUL: Por que a Unificação Monetária faz Sentido a Longo Prazo". *Ensaio BNDÉS* 12.
- Issig, O. (2001), "Economic and Monetary Union in Europe: Political Priority versus Economic Integration?", artículo presentado a la conferencia de la Sociedad Europea para la Historia del Pensamiento Económico.
- King, M. (1998), "The Political Economy of European Monetary Union", *European University Institute Lecture Series*.
- Lafer, C. (2000), "Brasil: Dilemas e Desafios da Política Externa", *Revista de Estudos Avançados*, 14(38):260-267.
- Licandro, G. (1999), "¿Un Área Monetaria para el MERCOSUR?", Jornadas Anuales de Economía del Banco Central del Uruguay, www.bcu.gub.uy/autoriza/peiees/tj9937.pdf.

- Rogoff, K. (1985), "Can International Monetary Policy Cooperation Be Counterproductive?", *Journal of International Economics* 14:199-217.
- Rogoff, K. (1996), "The Purchasing Power Parity Puzzle", *Journal of Economic Literature*, 34: 647-668.
- Soderlind, P. (1999), "Solution and Estimation of RE Macromodels with Optimal Policy", *European Economic Review* 43: 813-823.
- Van Aarle, B., Di Bartolomeo, G., Engwerda, J., Plasmans, J. (2002), "Monetary Unions: The Policy Coordination Issue", en L. Umbertini [edit.], *Applied Simulation and Modelling*, ACTA Press, Anaheim, Calgary and Zurich, pp. 19-24.

RELACIÓN DE AUTORES

Diego Aboal, Master of Science in Economics por la London School of Economics (Reino Unido), Master en Economía y Licenciado en Economía por la Universidad de la República (Uruguay). Se encuentra realizando estudios de doctorado en la University of Essex (Reino Unido). Es Investigador del Centro de Investigaciones Económicas (CINVE-Uruguay) y Profesor Adjunto de Macroeconomía Avanzada en la Facultad de Ciencias Económicas y Administración (Universidad de la República-Uruguay). Anteriormente ha sido docente en las Universidades ORT y Católica de Uruguay y Asesor del ministro de Economía y Finanzas de Uruguay. Es co-editor del libro *Economía Política en Uruguay: Instituciones y Actores Políticos en el Proceso Económico* (Editorial TRILCE, 2003) y autor de trabajos de investigación en las áreas de Economía Política, Economía Internacional y Econometría Aplicada, siendo estas sus principales áreas de trabajo.

Ana Laura Badagián, Licenciada en Economía egresada de la Facultad de Ciencias Económicas y Administración (Universidad de la República de Uruguay). Se encuentra realizando el Doctorado de Economía de la Empresa y Métodos Cuantitativos en la Universidad Carlos III de Madrid. Docente Asistente de Econometría y Ayudante de Series Cronológicas en la Facultad de Ciencias Económicas y de Administración (Universidad de la República-Uruguay). Trabajó como Asistente de Investigación en CINVE y como Investigadora para la Encuesta de Gastos e Ingresos 2005/2006 del Instituto Nacional de Estadística (INE). Ha realizado trabajos de investigación vinculados a temas macroeconómicos y métodos cuantitativos.

Nelson Henrique Barbosa Filho, PhD em Economia, New School for Social Research (New York, USA), Professor Adjunto do Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro desde 2002 e atualmente Assessor da Presidência do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES). Suas áreas de especialização são a Macroeconomia e o Desenvolvimento Econômico.

Juan Cresta, Especialista en Macroeconomía Aplicada por la Pontificia Universidad Católica de Chile (con un Voto de distinción). Licenciado en Economía por la Universidad Católica de Asunción (Mención de

Honor). Actualmente es Investigador Asociado del Centro de Análisis y Difusión de la Economía Paraguaya (CADEP) y docente encargado de las cátedras de Econometría II, en la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de Asunción, y Estadística en la Maestría en Economía y Finanzas de la Escuela de Administración de Negocios y Estudios Superiores de Asunción (EDAN). Se desempeñó como consultor en Política Fiscal del Ministerio de Hacienda del Paraguay.

José María Fanelli, doctor en Economía por la Universidad de Buenos Aires (UBA). Está especializado en macroeconomía, moneda y finanzas y ha publicado extensamente sobre esos tópicos en la Argentina y en el exterior. Desde 1984, se desempeña como investigador del CEDES (Centro de Estudios de Estado y Sociedad) y del CONICET (Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas). Es Profesor de Macroeconomía en la UBA y la Universidad de San Andrés. Fue Director de la Carrera de Economía de la UBA y en la actualidad dirige la Carrera de Especialización en Mercados de Capital del convenio UBA-MERVAL-Bolsa de Comercio. Ha dirigido y coordinado numerosos proyectos de investigación internacionales. En el presente, se encuentra realizando estudios sobre problemas macroeconómicos y financieros en América Latina y el MERCOSUR y está coordinando el proyecto "Understanding Reform" del Global Development Network, que involucra treinta países en desarrollo y en transición. Ha realizado trabajos de consultoría e investigación para CEPAL, BID, G-24, UNCTAD, IDRC y GDN.

Martín González Rozada, Doctor en Economía, Boston University. Licenciado en Economía y Actuario egresado de la Universidad de Buenos Aires y Master en Economía del Instituto de Desarrollo Económico y Social. Actualmente es investigador asociado al CIF (Centro de Investigación en Finanzas) de la Universidad Torcuato Di Tella (UTDT) y es profesor de Econometría y Métodos Estadísticos de la Escuela de Negocios de la UTDT. Ha desarrollado actividades de consultoría con el Banco Interamericano de Desarrollo, CEPAL, el Banco de la Provincia de Buenos Aires, y el gobierno argentino, a través de la Secretaría de la Pequeña y Mediana Empresa, el Ministerio de Salud y Acción Social y el Instituto Nacional de Estadística y Censos. Tiene artículos publicados en distintas revistas internacionales y diversos capítulos en libros.

Fernando Lorenzo, Economista egresado de la Facultad de Ciencias Económicas y Administración (Universidad de la República-Uruguay). En 1985 obtuvo el D.E.A. (Diplome d'Études Approfondies) en Économie et Finances Internationales en la Universidad de Paris IX-Dauphine (Francia). En 1997 recibió el título de Ph.D. in Economics en la Universidad Carlos III de Madrid (España). Entre 1997 y 2004 ejerció la dirección de CINVE. Desde 2005, es Director de la Asesoría Macroeco-

nómica y Financiera del Ministerio de Economía y Finanzas de Uruguay. Integra el Comité Ejecutivo de la Red de Investigaciones Económicas del MERCOSUR. Autor de publicaciones y trabajos de investigación en temas macroeconómicos, comercio internacional y métodos cuantitativos aplicados a la economía y a las finanzas. Es profesor de los posgrados de economía del Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Sociales y de la Facultad de Ciencias Económicas y Administración (Universidad de la República-Uruguay) y de la Universidad ORT (Uruguay). Consultor nacional e internacional en temas económicos y financieros.