

TENDENCIA Y CICLO EN EL PRODUCTO URUGUAYO

Elizabeth Bucacos
ebucacos@bcu.gub.uy

Documento de trabajo 01/2001
Área de Investigaciones Económicas

ALas opiniones vertidas en el presente documento son responsabilidad exclusiva de su(s) autor(es) y no comprometen la opinión del Banco Central del Uruguay@

19 de abril de 2001

RESUMEN

En este trabajo se intenta identificar los componentes cíclicos y de tendencia del producto real uruguayo con la finalidad de contar con un indicador de producto potencial que ayude a determinar el sendero de crecimiento sostenible, a alertar sobre la posible existencia de presiones inflacionarias y a mejorar la elaboración de otras variables económicas. Asimismo, se trata de analizar los posibles mecanismos de transmisión de los ciclos económicos. Los resultados preliminares de esta investigación señalan que el país estaría creciendo por debajo de sus posibilidades, con una brecha de producto negativa de 0,7% promedio anual y que la devaluación brasileña de enero de 1999, si bien importante, solamente habría afectado el nivel del producto real uruguayo pero no la tasa de crecimiento de su tendencia, la cual se mantendría en el orden del 3,2% promedio anual. Además, a pesar de encontrarse que la mayoría de los ciclos de las series analizadas (Consumo y PIB argentinos, PIB brasileño, PIB de EEUU, LIBOR, M3 real) adelanta al ciclo del PIB uruguayo, el grado de correlación es débil y las relaciones de causalidad no son concluyentes. Podría decirse, sin embargo, que existiría un efecto riqueza: alzas cíclicas en M3 real estarían vaticinando una fase expansiva del nivel de actividad uruguayo en el trimestre siguiente.

Palabras clave: crecimiento potencial, brecha de producto, ciclos, Uruguay.

JEL: O40, O54

TENDENCIA Y CICLO EN EL PRODUCTO URUGUAYO

CONTENIDO

Página

Introducción	3
Producto potencial y brecha	4
Breve reseña	4
Resultados empíricos	7
Tendencia y ciclo	12
Técnicas de descomposición usuales	12
El caso uruguayo	13
Análisis del ciclo en otros países	16
Comentarios finales	27
Referencias bibliográficas	29
Anexo	1
.....	31
Anexo	2
.....	43

INTRODUCCIÓN

Más allá de una válida inquietud académica, la posibilidad de identificar, separar y analizar los componentes básicos del producto real resulta central a los efectos de la política económica. Los conceptos de producto potencial y brecha de producto (output gap) adquieren relevancia práctica no solamente en una visión de crecimiento a mediano y largo plazo, sino también en la explicación de la coyuntura. En efecto, el producto potencial es el máximo producto que una economía puede alcanzar sin generar alzas inflacionarias. En el mediano plazo, la tendencia estimada del producto potencial ayuda a determinar el sendero de crecimiento sostenible; en el corto plazo, las estimaciones de la brecha entre el producto efectivo y el potencial proveen indicios de las posibles presiones inflacionarias que pueda enfrentar la economía. Por otra parte, la discriminación entre tendencia y ciclo enriquece la comprensión del fenómeno económico y permite tomar medidas más adecuadas ante eventos aleatorios en función de cuál sea el componente afectado. Por ejemplo, cambios en las condiciones de los mercados internacionales que afecten permanentemente las reglas del juego pueden conducir a modificaciones en la tendencia de largo plazo y podrán requerir medidas de corte estructural, si es que se desea revertir sus efectos.

En este trabajo se abordan ambos enfoques. En primer lugar, se intentará calcular el producto potencial para obtener un insumo en un estudio posterior de la influencia del output gap en las presiones inflacionarias de la economía uruguaya. En segundo lugar, el esfuerzo se centrará en discriminar los componentes del producto con la finalidad de analizar los posibles determinantes de la tendencia y del ciclo en la evolución del producto real uruguayo. Finalmente, se concluye, quedando una extensa agenda de tareas por realizar.

I. PRODUCTO POTENCIAL Y BRECHA DE PRODUCTO

Debido a que son variables no observables, el cálculo del producto potencial y del output gap tiene mucho más de arte que de ciencia y aún no se ha llegado a un consenso respecto a la técnica más apropiada para su estimación. A continuación, detallaremos brevemente los más utilizados y, posteriormente, presentaremos los resultados obtenidos para el caso uruguayo.

I.1 Breve reseña

Tradicionalmente, el FMI ha utilizado *el enfoque de la función de producción*. Dicho método consiste en ajustar una función de producción, generalmente del tipo Cobb-Douglas, que vincula producto con capital, trabajo y productividad total de los factores (PTF):

$$(1) Y = A K^a (H L)^b$$

donde K es el stock de capital, HL es el insumo mano de obra ajustado por calidad y A es la productividad total de los factores. El producto potencial es calculado como aquel nivel de producto que resulta cuando las tasas de utilización de la capacidad instalada son Anormales®, cuando la utilización de la mano de obra es consistente con la tasa natural de desempleo y cuando la PTF está en su nivel de tendencia. Es decir, el producto potencial es aquel nivel de producto que se obtendría si todos los factores de producción fueran totalmente utilizados. Además, posibilita la contabilización del aporte que realizan los diferentes factores al crecimiento del producto. Se argumenta que la limitación que trae aparejada la imposición de una forma funcional particular se compensa en parte porque no es necesario modelar explícitamente la oferta y la demanda de factores productivos o los determinantes de la PTF. Sin embargo, ésta es una de sus principales debilidades, ya que el crecimiento en la PTF es el que garantiza el crecimiento sostenido del producto en el largo plazo.

Además del tradicional filtro de Beveridge-Nelson (BN), existen otros enfoques univariados, como el filtro de Hodrick-Prescott (HP) y el de la tendencia segmentada.

El filtro de BN, hecho a la medida de la estructura estocástica de cada serie en particular, se basa en el supuesto de que cada serie económica z puede descomponerse en dos términos aditivos: uno permanente μ , que invariablemente es un random walk puro, y un componente transitorio o cíclico c , que es una serie estacionaria. El procedimiento de medición del ciclo involucra dos pasos: (1) *identificación y estimación de un modelo ARIMA* para las primeras diferencias de la serie no estacionaria de interés:

$$(2) \quad w_t = z_t - z_{t-1} = \mu + \frac{1 - q_1 L - q_2 L^2 - \dots - q_q L^q}{1 - f_1 L - f_2 L^2 - \dots - f_p L^p} e_t$$

donde w representa las primeras diferencias de la serie en cuestión, μ es la media de largo plazo de la serie, e es el término de error aleatorio, f y q son parámetros correspondientes a la porción autorregresiva y de media móvil, respectivamente, y (2) *evaluación del componente cíclico* usando la fórmula:

$$(3) \quad c_t = \lim_{k \rightarrow \infty} [w_t^*(1) + w_t^*(2) + \dots + w_t^*(k)] - k \mu$$

tomando un número k de pronósticos de w suficientemente grande: los autores recomiendan 100. En cada momento, el valor computado de c involucra solamente valores pasados de la serie observada, lo que evita problemas de extrapolación asociados a otras técnicas de filtrado, como las de los promedios centrados móviles. Una desventaja importante del método es la necesidad de truncar sumas infinitas. Al respecto, Newbold (1990) propuso un método que evita ese problema.

El filtro de HP extrae una tendencia, Y^* , que representa el producto potencial, de una serie original Y , minimizando el tamaño de los desvíos del producto efectivo en torno a esa tendencia sujeto a la restricción del máximo cambio permitido en el crecimiento de la tendencia entre dos períodos. Es decir, el producto potencial es la serie que minimiza: donde T es el número de observaciones y λ es un parámetro de suavizamiento arbitrario

$$(4) \quad \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\ln Y_t - \ln Y_t^*)^2 + \frac{\lambda}{T} \sum_{t=2}^{T-1} ((\ln Y_{t+1}^* - \ln Y_t^*) - (\ln Y_t^* - \ln Y_{t-1}^*))^2$$

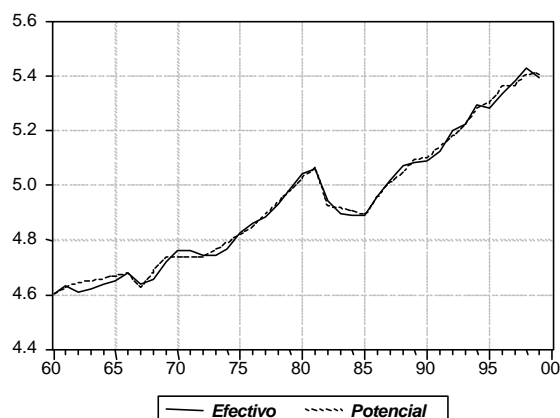
que determina el tamaño de la ventana usada para calcular la tendencia: cuanto mayor la ventana, más suave la tendencia; cuanto menor la ventana, más parecida será la tendencia a la serie original. Kydland y Prescott (1990), basados en los datos de Estados Unidos, sugieren utilizar como parámetro el valor 1600 para datos trimestrales y 100 para datos anuales. Cuando la estructura de la economía es relativamente estable y el crecimiento del producto potencial relativamente suave, el filtro de HP puede dar una estimación razonable del producto potencial. Por el contrario, cuando se han producido cambios estructurales, el uso de dicho filtro puede ser inapropiado debido a que el propio procedimiento de filtrado puede remover corrimientos de los datos que en realidad representan cambios en el nivel de la tendencia y/o en la tasa de crecimiento del producto potencial. Comparado con otros métodos, el filtro de HP da por resultado tendencias más suaves y, por lo tanto, output gaps más volátiles.

El método de la tendencia segmentada asume que la tasa de crecimiento del producto potencial cambia debido a quiebres estructurales ocurridos en momentos específicos, pero que es constante entre esos momentos.

Existen, además, métodos multivariados para rescatar la tendencia de la serie original, a saber: el filtro de Hodrick-Prescott multivariado, el VAR estructural. *El filtro de HP multivariado* encuentra al producto potencial como aquel que simultáneamente minimiza desviaciones del producto respecto a la media, minimiza cambios en la tasa de crecimiento de la tendencia y maximiza la habilidad de la tendencia de ajustarse a alguna relación estructural económica de interés (como curva de Phillips, ley de Okun, etc.). El *Vector Autorregresivo Estructural* (Blanchard y Quah, 1989) combina aspectos keynesianos y neoclásicos, distinguiendo entre movimientos permanentes y transitorios en el producto; es estructural en el sentido de que las restricciones de identificación se imponen sobre los efectos de largo plazo de los shocks en el producto y la inflación (o desempleo), mientras que los efectos de ambos shocks no se restringen en el corto plazo. Es decir, se impone que los shocks de demanda afectan el nivel de precios de largo plazo pero no el nivel de producto de largo plazo, en tanto que los shocks de oferta pueden tener efectos permanentes tanto en el producto como en el nivel de precios.

1.2 Resultados empíricos

Se aplicaron algunas de las técnicas descritas anteriormente sobre el producto real uruguayo (PIB a valores constantes). Primeramente, se ajustó una función de producción del tipo Cobb-Douglas como la expresada en (1), donde el residuo corresponde a la productividad total de los factores (PTF). Los resultados se presentan



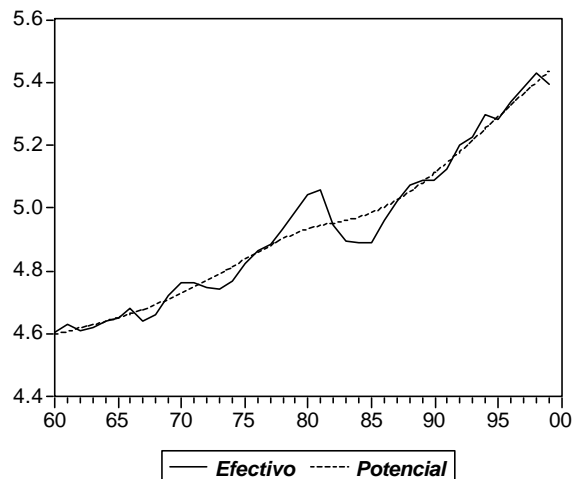
en el cuadro 1. La tasa de crecimiento de la PTF presenta un componente que refleja el crecimiento determinístico de la productividad - que ha experimentado vaivenes a lo largo del tiempo - y un componente estocástico que corresponde a caídas o aumentos del producto efectivo en torno al producto potencial, es decir, el output gap.

Gráfica 1. PIB uruguayo: efectivo y potencial según la función de producción

Cuadro 1. AJUSTE A LA FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN		
Variable dependiente: PIB		
Muestra: 1960-1999		
Variable independiente	Coficiente	Valor estadístico t
K	0.32	2.50
HL	0.68	n.d.
D67	-0.11	-3.55
D82	-0.14	-4.64
D96	0.06	1.95
Dt67	0.04	3.46
Dt70	-0.06	-3.38
Dt73	0.03	3.95
Dt82	-0.04	-4.55
Dt86	0.05	5.61
Dt95	-0.04	-3.76
R ² aj.= 0.99 DW = 1.64 EER = 0.020 AIC = -4.754 SRC = 0.012 SIC = -3.332		
Notas: (1) Se trabajó con logaritmos naturales. (2) Las series utilizadas son: K = stock de capital físico, medido como construcciones, maquinarias y equipos; HL = stock de capital humano; Di = dummy de quiebre en la ordenada en el año i; Dti = dummy de quiebre en la tendencia en el año i. Para una definición de los regresores, ver Bucacos (1999). (3) En la		

estimación, se impuso la restricción: $\text{coef(HL)}=1-\text{coef(K)}$.

Un segundo procedimiento consistió en aplicar el filtro estándar de Hodrick-Prescott a los datos del PIB uruguayo, obteniéndose una serie de tendencia suavizada que correspondería al producto potencial¹:



Gráfica 2. PIB uruguayo: efectivo y potencial, según el filtro de Hodrick-Prescott

Finalmente, se ajustaron los datos del PIB para encontrar la tendencia segmentada, es decir, una tendencia lineal que sufrió diversos quiebres a lo largo del tiempo, ya en su ordenada, ya en su pendiente. Se trabajó con una muestra de datos trimestrales para el período 1975.IV-2000.II y los resultados se presentan en el cuadro

¹ Los cambios en la concavidad de la tendencia según H-P ocurren en momentos cercanos a los encontrados con el método de la tendencia segmentada.

2².

² Los datos de base provienen de la serie de volumen físico del producto bruto, con base trimestre promedio 1983; los valores anteriores a esa fecha fueron encadenados siguiendo criterios estadísticos consistentes. Los resultados generales no difieren sustancialmente cuando se trabaja con la serie revisada a partir del año 1988.

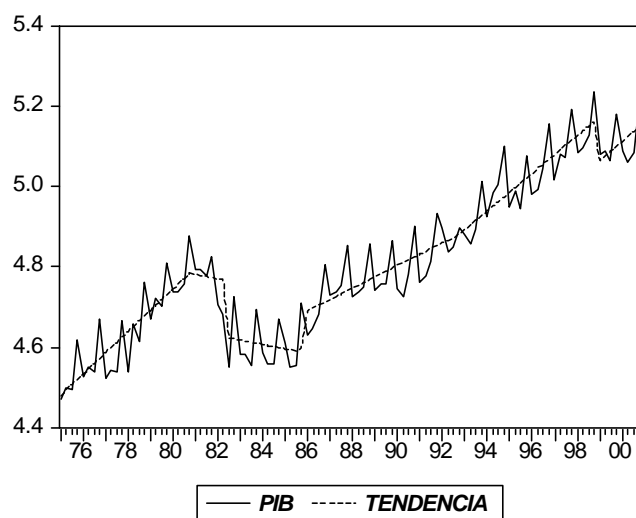
Cuadro 2. ANÁLISIS DEL PRODUCTO URUGUAYO		
Variable Dependiente: d(PIB)		
Muestra (ajustada): 75.IV-00.II		
Variable independiente	Coefficiente	Estadístico t
Constante	3.08	5.22
D823	-0.11	-2.53
D861	0.07	3.23
D991	-0.07	-5.01
T	0.0088	4.67
Dt811	-0.0099	-3.22
Dt854	0.0057	2.21
Dt931	0.0032	2.78
D1	-0.14	-9.02
D2	-0.13	-11.66
D3	-0.09	-6.39
PIB ₋₁	-0.67	-5.02
d(PIB) ₋₁	-0.06	-0.50
d(PIB) ₋₂	0.17	1.62
R ² aj.= 0.89 DW = 1.85	EER = 0.028 SRC = 0.068	AIC = -4.166 SIC = -3.799
<i>Notas:</i> (1) Se trabaja con variables en logaritmos naturales. (2) Se incluyeron las siguientes variables dummy: T = tendencia lineal; Di = indica un quiebre en la ordenada en el momento i; Dti = indica un quiebre en la pendiente en el momento i; Dj son dummies de estacionalidad, para j = 1, 2, 3. (3) d(X) indica la primera diferencia de la serie X. (3) El número de rezagos incorporados en d(X) _i fue el necesario para lograr residuos incorrelacionados.		

Los resultados preliminares señalarían la presencia de tres quiebres durante la primera y segunda mitad de la década de 1980 y a principios de la década de 1990, que determinarían diferentes tasas de crecimiento para la tendencia subyacente. En efecto, la tasa de crecimiento tendencial del producto fue de 1,9% promedio anual para todo el período muestral, en tanto que en el mediano plazo presentó diferentes valores promedios: 3,6%³ (75.IV-80.IV), -0,5%(81.I-85.III), 1,8%(85.IV-92.IV) y 3,2%(93.I-00.II).

De acuerdo a los resultados expuestos en el cuadro 2, la devaluación brasileña ocurrida en enero de 1999 tuvo un efecto negativo sobre el nivel de actividad uruguayo, pero no modificó su tendencia en el mediano plazo. Esta constatación empírica estaría

³ Es decir, como la tasa de crecimiento de la tendencia es 0,0088% trimestral, su equivalente anual es de 3,6%.

apoyando las presunciones respecto a la transitoriedad de la crisis en la que se ha visto inmerso el país durante los dos últimos años: el shock negativo externo habría afectado el nivel del producto uruguayo pero no su tasa de crecimiento potencial.



Gráfica 3. PIB uruguayo: efectivo y potencial, según la tendencia segmentada

En base a los análisis efectuados, se presenta un cuadro comparativo de las tasas de variación del producto efectivo, del potencial y de la brecha de producto que surgen de los diferentes métodos de estimación utilizados (cuadro 3). Los períodos seleccionados corresponden a los detectados al analizar la tendencia segmentada; se incluyó el subperíodo 1976-80 porque los datos trimestrales comienzan recién a partir de 1975. Puede observarse que, en general, los tres procedimientos arrojan resultados similares respecto a la brecha de producto⁴ y las estimaciones de acuerdo a H-P siempre exageran los picos, como era de esperar. Parecería que en los períodos 1981-85 y 1993-2000, el producto efectivo uruguayo se encontró por debajo de sus posibilidades, en tanto que en 1961-80 y 1986-92 habría indicios de la aparición de ciertas presiones inflacionarias. De acuerdo a estos resultados preliminares, en la

⁴ Las diferencias reportadas en el período 1976-80 pueden explicarse por errores esperables de la estimación estadística.

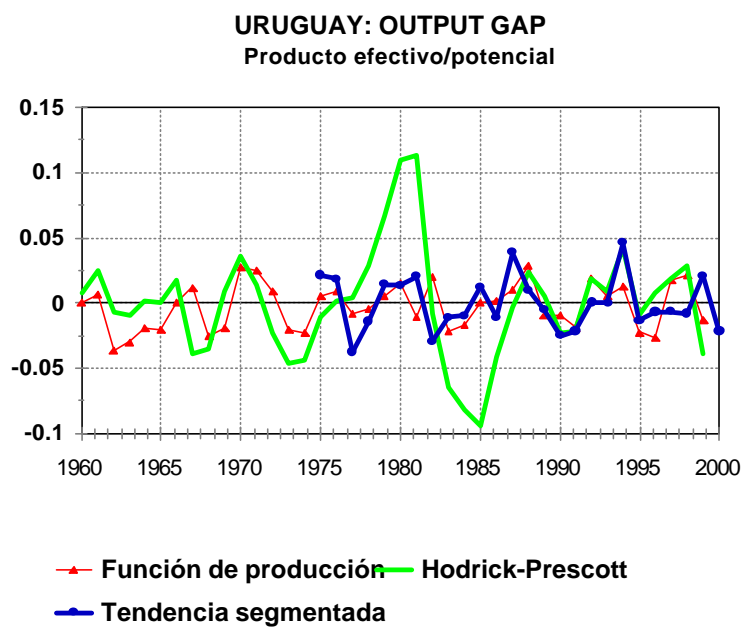
actualidad estaríamos inmersos en un período de crecimiento inferior al potencial, del orden del 0,7% promedio anual. A pesar de la dificultad de establecer una relación causal entre brecha de producto e inflación, pudo constatararse que cuando la brecha fue negativa, se registraron, por un lado, la tasa de inflación promedio anual más baja a dos dígitos (10,5% en 1981-85) y, por otro, una tasa de inflación promedio anual a un dígito (5,4% en 1993-2000).

Cuadro 3. ESTIMACIONES DEL PRODUCTO POTENCIAL URUGUAYO Y DE LA BRECHA DE PRODUCTO

P E R Í O D O	P r o d u c t i v o	Estimaciones según diferentes métodos					
		Función de producción		Hodrick-Prescott		Tendencia segmentada	
		Producto Potencial	Brecha	Producto Potencial	Brecha	Producto Potencial	Brecha
61-80	2,2	2,1	0,1	1,7	0,5	n.d.	n.d.
61-75	1,5	1,4	0,1	1,5	0,0	n.d.	n.d.
76-80	4,4	4,3	0,1	2,0	2,4	5,4	-0,1
81-85	-3,0	-2,7	-0,3	1,0	-4,0	-3,3 ¹	0,3 ¹
86-92	4,5	4,2	0,3	2,9	1,6	4,0	0,5
93-00 ²	2,5	2,9	-0,4	3,3	-0,8	3,2	-0,7

Notas: (1) Valores correspondientes a tasas de variación promedio anual. (2) El producto efectivo surge de las cifras de las Cuentas Nacionales, base trimestre promedio 1983. (3) La brecha de producto o output gap se calcula como la diferencia entre el producto efectivo y el potencial. Así, una cifra positiva de output gap indica que el producto está por encima de sus posibilidades y una cifra negativa de output gap indica que la economía está por debajo de su potencial. ¹ Si se considera el período 81.I-85.III, la tasa de variación anual del producto potencial sería de -4,0%, lo que equivaldría a una brecha de producto de -1,0% promedio anual. ² Incluye hasta el segundo trimestre de 2000.

Gráfica 4. Brecha de producto estimada para Uruguay



II. TENDENCIA Y CICLO

En esta sección se presentan los procedimientos más usuados para identificar los componentes de una serie económica y se utiliza uno de ellos sobre los datos del producto uruguayo y los de algunos países relevantes a efectos de analizar posibles canales de transmisión de los ciclos económicos.

II.1 Técnicas de descomposición usuales

A nivel operativo, la descomposición de una serie económica en sus componentes no observables conlleva un alto grado de dificultad y aún no se ha llegado a un consenso a nivel académico respecto a la superioridad de alguno de los métodos utilizados. En efecto, se postula que la serie y en el momento t , está formada por: un componente de tendencia m , un componente cíclico c , un componente estacional e y un componente irregular u :

$$(5) \quad y_t = m_t + c_t + e_t + u_t$$

donde tanto la serie original como sus componentes están expresados en logaritmos naturales⁵. El componente estacional se refiere a las fluctuaciones que ocurren regularmente dentro de un año y se las considera fuera de las fluctuaciones cíclicas, es decir, de los movimientos de la serie alrededor de su tendencia.

Algunos autores proceden a desestacionalizar la serie libre de tendencia aplicando métodos reconocidos, como el X11 ARIMA, e identifican ese residuo como el componente cíclico, olvidando el componente irregular que quedó incorporado en la operación de filtrado.

Otros investigadores prefieren utilizar métodos más estructurales, que consisten básicamente en especificar modelos ARIMA para los componentes y establecer

⁵ Un primer supuesto corresponde a la independencia de los cuatro componentes y a su combinación multiplicativa en la serie original: $Y = M \cdot C \cdot U \cdot E$

restricciones respecto a sus varianzas con la finalidad de lograr descomposiciones únicas y estimables (Gómez y Maravall, 1998).

En este primer informe, utilizaremos un enfoque uniecuacional pero incluiremos la posibilidad de quiebres en la tendencia de largo plazo e intentaremos distinguir el componente cíclico del irregular. Luego, una vez que se ha estimado la tendencia (segmentada)⁶ se aplica la ecuación (5) y se obtiene como residuo el componente cíclico, el componente irregular y el componente estacional:

$$(6) \quad x_t = y_t - m_t = c_t + u_t + e_t$$

Este Pseudo ciclo x_t se modela como un ARMA (p, q) con estacionalidad ϕ y la porción AR identifica las características del componente cíclico.

II.2 El caso uruguayo

En el cuadro 2 se presentó el ajuste efectuado a la serie de producto trimestral para Uruguay. Los componentes cíclicos, estacional e irregular se modelan como un ARMA con estacionalidad del tipo (4, 0, 0) x (4, 0, 1). De esta forma, se encuentra que el ciclo promedio en el producto uruguayo tendría una duración de 9 trimestres, es decir, algo más de dos años; asimismo, se observa un ciclo más corto de entre tres y cuatro trimestres, vinculado a la estacionalidad de la actividad productiva. Los resultados se presentan en el cuadro 4.

En base al cuadro 4, es posible modelar a la variable dependiente x_t como:

⁶ Se verifica que los valores de la tendencia segmentada son robustos a la exclusión de dummies estacionales.

$$x_t = z_t + u_t, \text{ con } z_t = c_t + e_t \quad y$$

$$(1 - r_1 L - r_2 L^2 - r_3 L^3 - r_4 L^4) (1 + f L^4) u_t = (1 + q_1 L + q_2 L^2 + q_3 L^3 + q_4 L^4) e_t$$

donde ε_t es el término de error y (ρ_p, ϕ, θ_q) son los parámetros estimados en la

$$(1 - r_1 L - r_2 L^2 - r_3 L^3 - (r_4 - f) L^4 - r_1 f L^5 - r_2 f L^6 - r_3 f L^7 + r_4 f L^8) u_t =$$

$$(1 + q_1 L + q_2 L^2 + q_3 L^3 + q_4 L^4) e_t$$

regresión. Efectuando operaciones, se obtiene:

con ocho raíces correspondientes a la porción autorregresiva y cuatro raíces correspondientes a la porción de media móvil.

Analizando las raíces AR, es posible identificar y caracterizar los posibles ciclos. En efecto, expresando las mismas de la forma $\alpha + \beta i$, recordamos que el módulo R, la

$$R = \sqrt{a^2 + b^2}$$

$$\cos I = \frac{a}{R}$$

$$\text{período} = \frac{2\pi}{I}$$

frecuencia λ y el período se calculan como:

Utilizando los resultados que aparecen en el cuadro 4, es posible detectar la presencia de tres ciclos, con una duración de 9, 4 y 3 trimestres respectivamente, donde el primero se vincula al ciclo de negocios y los dos últimos se vinculan al componente estacional del esfuerzo productivo global.

Cuadro 4. ANÁLISIS DEL CICLO DEL PRODUCTO URUGUAYO

Variable dependiente: C.cíclico+C. irregular+C. estacional

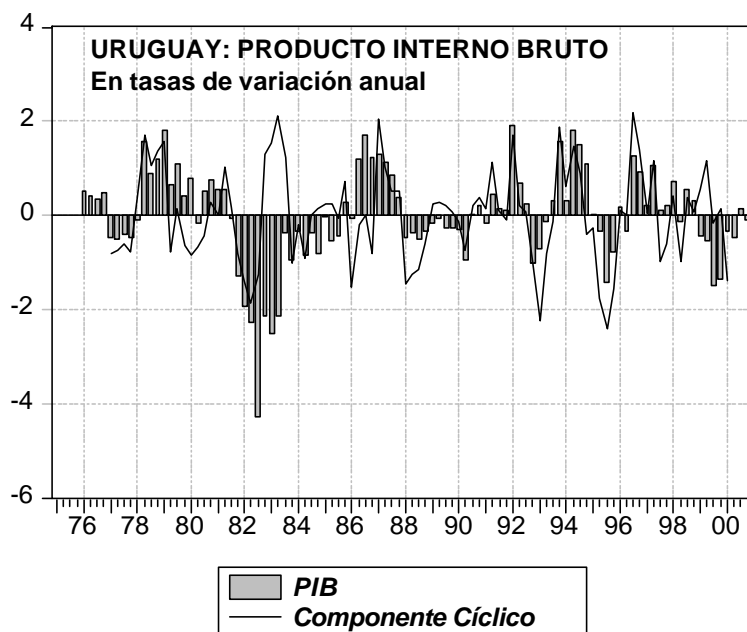
Muestra: 77.I - 00.III

<i>Variable independiente</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estadístico t</i>
AR(2)	0.30	3.19
AR(4)	-0.49	-5.07
SAR(4)	0.92	23.45
MA(1)	0.37	3.73

Raíces AR invertidas: 0.98 -0.98 0.65+0.52i 0.65-0.52i 0.00+0.98i 0.00-0.98i
 Raíces MA invertidas: -0.37

Análisis de los residuos:
 (i) Normalidad: Jarque-Bera = 0.15 (0.93) Skewness = 0.08 Curtosis = 3.11
 (ii) Autocorrelación: LM(2): F = 0.27 (0.76), $nR^2 = 0.50$ (0.78)
 (iii) Heteroscedasticidad: ARCH(2): F = 0.14 (0.72), $nR^2 = 0.14$ (0.71)

Notas: (1) Se trabajó con datos trimestrales y variables en logaritmos naturales. (2) Los errores son incorrelacionados, homoscedásticos y se distribuyen normalmente.



Gráfica 5. Evolución del producto total y de su componente cíclico para Uruguay

Desde fines de 1982 y durante 1983, la drástica caída de la tendencia del producto no pudo ser revertida por la fase expansiva del ciclo, dando por resultado tasas de crecimiento negativas del nivel de actividad global. Esta situación volvió a repetirse a mediados de 1984 y principios de 1985, para virar en 1986. En efecto, la creciente apertura de la economía sumada a la superación de la crisis y la estabilidad política afianzada con la restauración democrática, modificaron la tendencia de mediano plazo del PIB, llevándola al 1,8% promedio anual, lo cual pudo contrarrestar la fase recesiva del ciclo, dando por resultado un aumento en el PIB.

La débil fase expansiva del ciclo en 1989, fue absorbida sin problemas por un shock aleatorio negativo, lo cual determinó tasas de variación negativa para el producto en períodos de doce meses. En 1997, en cambio, la economía uruguaya parece haber sido afectada por un shock positivo que logró superar la fase recesiva del ciclo, dando por resultado un incremento del PIB. Finalmente, el shock negativo de la devaluación brasileña ocurrido en enero de 1999, que no pudo ser absorbido por el ciclo que estaba en su fase expansiva, provocó una caída significativa del nivel de actividad.

Resulta interesante señalar que solamente en el último quiebre estructural, 1993, los cambios en la tasa de crecimiento del producto tendencial y la evolución del componente cíclico se refuerzan.

II.3 *Análisis del ciclo en otros países*

El procedimiento descrito anteriormente se utiliza sobre los datos del producto y del consumo argentino, del producto brasileño, del producto de Estados Unidos de América (EEUU), de la LIBOR a seis meses y de M3 en términos reales. Es decir, primeramente se encuentra la tendencia segmentada de la serie en cuestión (en logaritmos) y luego se ajusta un modelo ARMA con estacionalidad a los datos depurados de dicha tendencia. El componente cíclico se obtiene al desestacionalizar la serie sin tendencia de acuerdo al patrón de estacionalidad encontrado en el paso anterior⁷. Se caracterizan los ciclos así encontrados de las diferentes series y, posteriormente, se

⁷Cabe recordar que se está incluyendo, además, al componente irregular.

analizan las posibles vinculaciones entre ellos, es decir, se calculan correlaciones Arolling⁸ y Arecursivas⁸ y se testea la existencia de relaciones de causalidad estadística. Los resultados se presentan en los cuadros siguientes.

Cuadro 5 - COEFICIENTES DE CORRELACIÓN CRUZADA CON EL CICLO URUGUAYO Muestra: 1976:I - 2000:III⁽¹⁾									
Ciclo de:	t-4	t-3	t-2	t-1	t	t+1	t+2	t+3	t+4
Consumo argentino	0.03	0.14	0.07	0.07	0.00	-0.10	-0.11	-0.08	0.02
PIB argentino	-0.15	0.02	-0.03	0.09	0.16	0.03	0.03	0.04	0.00
PIB brasileño	-0.19	0.05	0.04	0.07	0.15	-0.08	-0.06	0.02	-0.01
PIB de EEUU	-0.20	-0.36	-0.21	-0.09	0.15	0.27	0.33	0.35	0.21
LIBOR a 6 meses¹	-0.17	0.07	-0.00	0.02	0.11	0.17	0.15	0.17	0.02
M3 real²	0.21	0.15	0.16	0.28	-0.09	-0.03	-0.07	-0.28	-0.19

Notas: (1) Muestra 1978.IV-2000.III. (2) Muestra 1984.III-2000.II. (3) En cada celdilla aparecen los coeficientes de correlación entre el ciclo del PIB uruguayo en el momento t y el ciclo de cada una de las variables que se presentan en la primer columna con el número de rezagos descritos en la primera fila. Es decir, $\rho(\text{PIB uruguayo}_t, \text{Consumo argentino}_{t-3}) = 0.14$. (4) Se presentan en negrita los coeficientes más altos en valor absoluto y se somborean los coeficientes contemporáneos.

⁸El coeficiente de correlación Arolling⁸ se calcula a partir de una muestra fija de cuatro años (o dieciseis trimestres), eliminando un dato al inicio de la muestra y agregando otro dato al final. El coeficiente de correlación Arecursivo⁸ incorpora sucesivamente un dato adicional, incrementando el tamaño de la muestra. Entonces, en la metodología Arolling⁸ el peso del dato marginal se mantiene constante, en tanto que en la Arecursiva⁸ el dato marginal va progresivamente perdiendo importancia.

Estos análisis preliminares señalan que ninguna de las series presenta una correlación fuerte con el ciclo uruguayo; que el producto argentino y M3 real serían procíclicos, que el consumo argentino sería acíclico en tanto que la LIBOR, el producto brasileño y el de EEUU serían contracíclicos^{9 10}. Finalmente, excepto el PIB argentino, el resto de las variables adelantarían al ciclo uruguayo. Sin embargo, estos resultados no son estables al considerar diferentes períodos muestrales. En efecto, si analizamos por décadas, los valores máximos de los coeficientes de correlación cruzada no se observan siempre en el mismo número de rezagos, sino que, en general, en muestras más recientes, el valor más alto se verifica cada vez más cercano al trimestre corriente. Esta característica podría señalar que tanto las perturbaciones cíclicas reales ocurridas en la región y en los Estados Unidos y como las perturbaciones cíclicas financieras ocurridas a nivel internacional, comenzarían a transmitirse con mayor velocidad a Uruguay.

Un ciclo al alza en el consumo argentino parece anticipar en tres trimestres una fase expansiva del ciclo del producto uruguayo, aunque el bajo valor de dicha correlación lo clasifica como como acíclico. La vinculación con el producto brasileño con el norteamericano, en tanto, es negativa: auges en aquellos dos países anticiparían en cuatro y tres trimestres posibles caídas del ciclo de actividad en Uruguay.

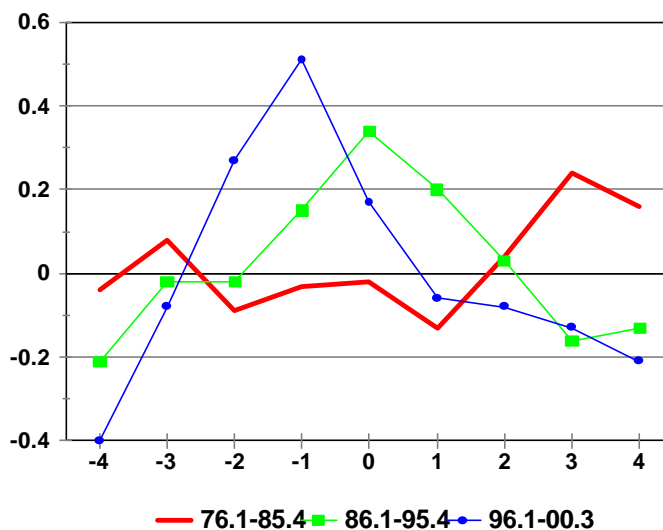
Otro posible canal de transmisión de las fluctuaciones cíclicas es el financiero, básicamente, a través del grado de apertura a los flujos de capitales y del nivel de endeudamiento de la economía. Debido al monto de la deuda denominada en moneda extranjera que tiene Uruguay, aún pequeñas modificaciones en las tasas de interés internacionales repercuten fuertemente sobre el nivel de actividad del país. En efecto,

⁹Ver anexo al final del documento.

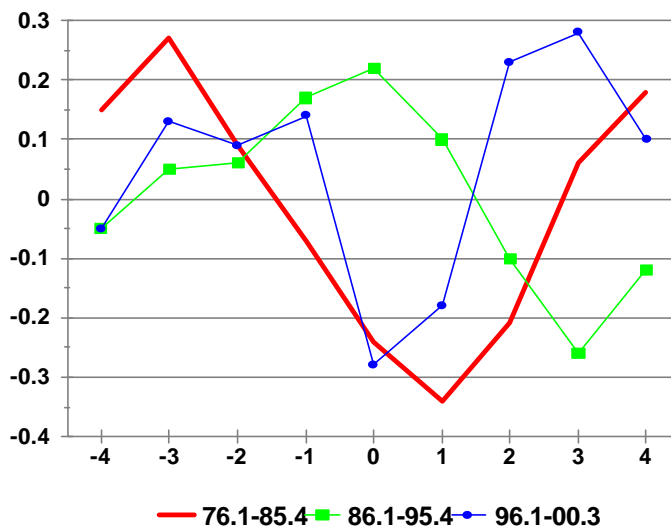
¹⁰ Otros autores también han encontrado asociaciones negativas con el ciclo del PIB norteamericano. En particular, Carrera (1999) registra un coeficiente de correlación de -0.39 entre el ciclo del PIB argentino y el de Estados Unidos, para el período 1980.I-1998.IV.

una suba cíclica de la tasa de interés internacional empuja al alza al nivel nominal de intereses pagados sobre la deuda externa total. Además, al reorientarse el flujo de capitales hacia el exterior, el país deudor accederá a nuevos créditos -para hacer frente a los pagos de la deuda- en condiciones más desventajosas que antes. Para el período 1978.IV-2000.III, los datos reportan una asociación negativa y adelantada en cuatro trimestres entre el ciclo de la tasa de interés internacional (aproximada por la LIBOR a seis meses) y el ciclo del producto uruguayo. Los saldos monetarios reales -medidos como M3 deflactado por el IPC- presentan una correlación positiva con el producto uruguayo, indicando movimientos en la misma dirección.

PIB uruguayo(t), PIB argentino(t+i)
Coeficientes de correlación cruzada



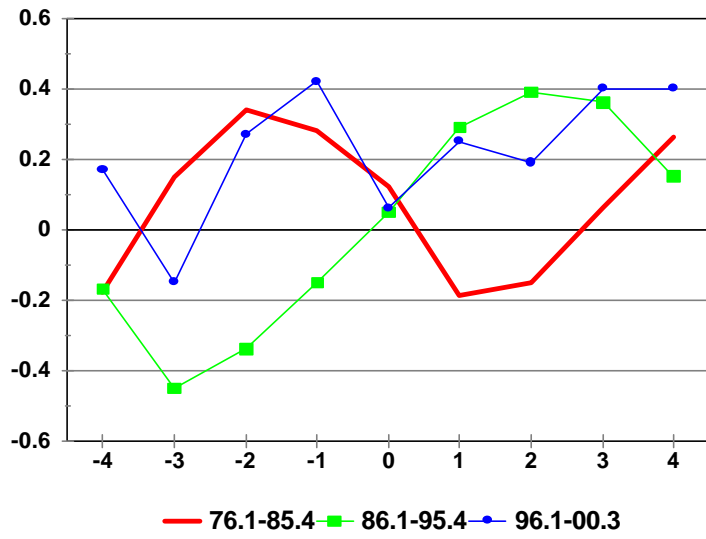
PIB uruguayo(t), Consumo argentino(t+i)
Coeficientes de correlación cruzada



Gráfica 6
Coeficientes de correlación cruzada para diferentes períodos

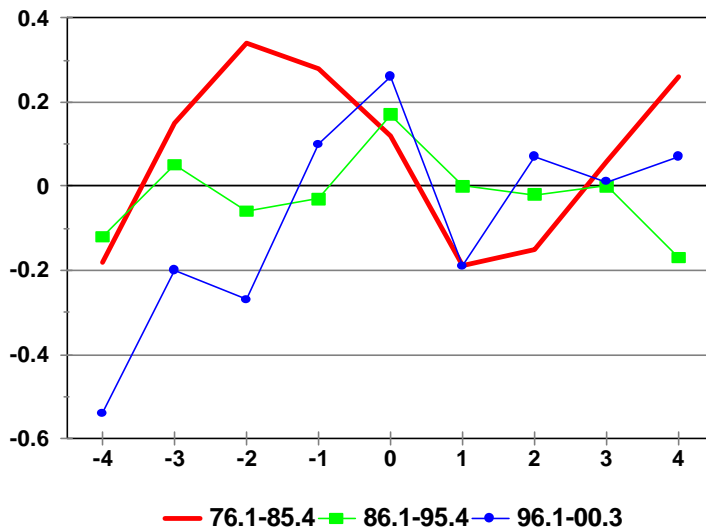
Gráfica 7 .
Coeficientes de
correlación
cruzada
para
diferentes
períodos

PIB uruguayo(t), PIB americano(t+i)
Coeficientes de correlación cruzada

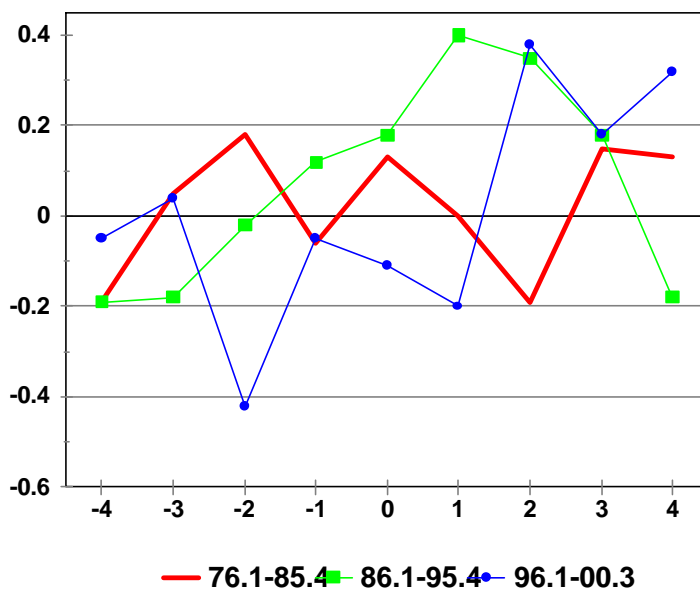


Gráfica 8 .
Coeficientes de
correlación
cruzada para
diferentes
períodos

PIB uruguayo(t), PIB brasileño(t+i)
Coeficientes de correlación cruzada

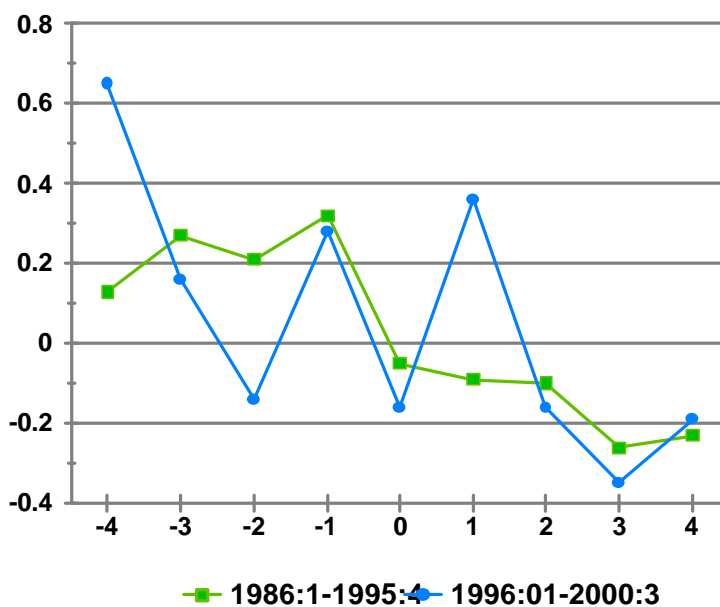


PIB uruguayo(t), LIBOR(t+i)
Coefficientes de correlación cruzados



Gráfica 9 .
Coefficientes de
correlación
cruzada para
diferentes
períodos

PIB uruguayo(t), M3 real(t+i)
Coefficientes de correlación cruzada



Gráfica 10 . **Coefficientes de correlación cruzada para diferentes períodos**

Gráfica 11. Coeficientes de correlación cruzada para diferentes períodos

Para una muestra de 99 observaciones que componen la totalidad del período analizado (76.1-00.3), solamente pudo encontrarse una relación causal al 1%: del consumo argentino al producto argentino. No se verificó la existencia de relaciones de causalidad en el sentido de Granger entre los ciclos de las diferentes variables y el ciclo del PIB uruguayo para dicha muestra; sin embargo, para el subperíodo 96.1-00.3 (solamente 19 observaciones), se rechazó al 1% la hipótesis nula de que el PIB americano no causa en el sentido de Granger al PIB brasileño¹¹, y no pudo rechazarse la hipótesis contraria. Es decir, a partir de 1996 el ciclo del PIB brasileño sería causado por el ciclo del PIB americano. Nada se observó entre el consumo y el producto argentinos. Por lo tanto, estos resultados evidencian la ambigüedad de los tests de causalidad à la Granger y recuerdan que deben usarse con cautela.

Cuadro 6. ANÁLISIS DE CAUSALIDAD À LA GRANGER		
Hipótesis nula (H_0)	Estadístico F	Probabilidad de H_0
<i>Muestra: 76.1 - 00.3</i>		
PIB argentino no causa al Consumo argentino	1.67	0.1946
Consumo argentino no causa al PIB argentino	8.41	0.0004
Valor crítico: 3,11 (5%), 4,88 (1%)		
<i>Muestra: 76.1 - 85.4</i>		
PIB argentino no causa al Consumo argentino	2.63	0.0871
Consumo argentino no causa al PIB argentino	7.87	0.0016
Valor crítico: 3,26 (5%), 5,25 (1%)		
<i>Muestra: 96.1 - 00.3</i>		
PIB brasileño no causa al PIB de EEUU	0.16	0.8545
PIB de EEUU no causa al PIB brasileño	8.11	0.0046
Valor crítico: 3,74 (5%), 6,51 (1%)		
<p><i>Notas:</i> (1) La prueba de causalidad à la Granger testea el poder explicativo de los valores pasados de una variable sobre el valor corriente de otra variable a la que se quiere ver si Acausa@, en la hipótesis nula (H_0) se incluye solamente la variable Acausada@ como variable explicativa, en tanto que en la hipótesis alternativa (H_1) se incluye también a la variable Acausante@ como variable explicativa. Si el poder explicativo de H_0 es significativamente mayor al de H_1, entonces se rechaza la existencia de la relación de causalidad postulada. Operacionalmente, se compara el valor del estadístico F con el valor de tablas dado por $F(p, n)$, con $n = T - 2p - 1$, donde T es el tamaño muestral, p el número de rezagos considerado. (2)</p>		

¹¹ Siempre refiriéndonos a los componentes cíclicos.

Solamente se presentan los resultados que determinan el rechazo de la inexistencia de una relación causal entre las variables.

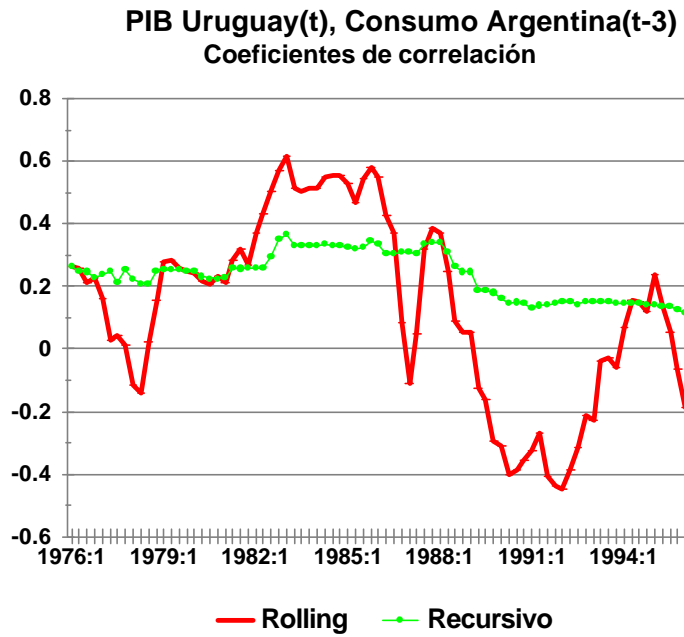
A juzgar por los resultados obtenidos, los vaivenes cíclicos de actividad regional e incluso extraregional no se transmitirían al ciclo uruguayo. No fue posible encontrar relaciones de causalidad desde los ciclos argentino, brasileño o americano hacia el ciclo uruguayo. Sin embargo, parecería existir un efecto riqueza al 5% y considerando componentes cíclicos, M3 en términos reales, causa en el sentido de Granger al producto uruguayo (ver cuadro 7). Este análisis estadístico solamente pudo realizarse para el período 1983.IV-2000.III, por limitaciones de la base de datos disponible.

Cuadro 7. ANÁLISIS DE CAUSALIDAD À LA GRANGER (Continuación)		
Muestra: 83.4 - 00.3		
<i>Hipótesis nula (H_0)</i>	<i>Estadístico F</i>	<i>Probabilidad de H_0</i>
M3 real uruguayo no causa a PIB uruguayo	3.30	0.0437
PIB uruguayo no causa a M3 real uruguayo	0.22	0.8069
Valor crítico: 3,15 (5%), 4,98 (1%)		
Notas: (1) y (2), idem cuadro 6.		

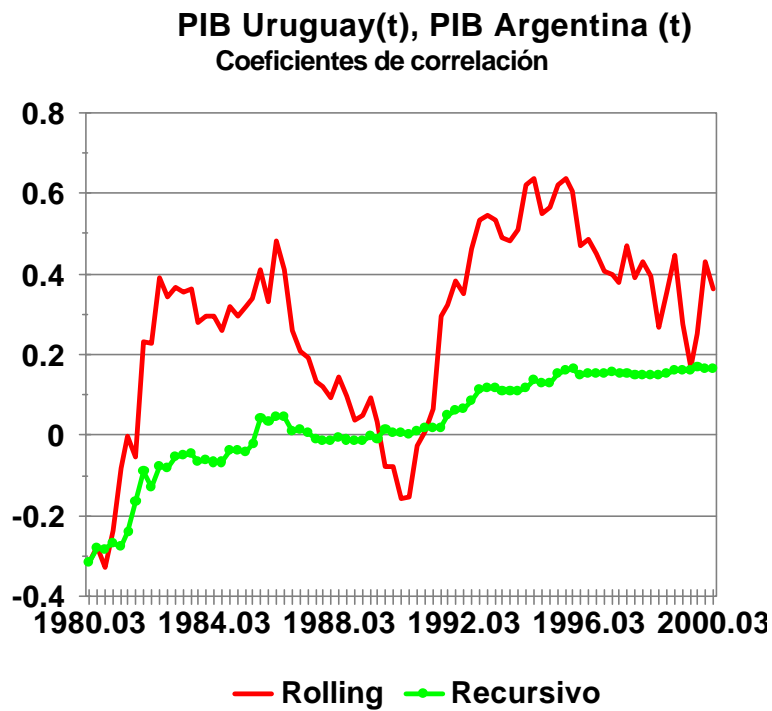
En resumen:

- El ciclo del producto uruguayo tiene una duración promedio de nueve trimestres, similar a las de los ciclos de los productos brasileño, argentino, de EEUU y de la LIBOR, aunque las tres últimas series mencionadas presentan además superpuestos otros ciclos de diferente duración;
- Ninguna de las series presenta una correlación importante con el ciclo del producto uruguayo;
- Excepto el ciclo del producto argentino, todos los ciclos de las series analizadas adelantan al ciclo del PIB de Uruguay;
- Medidos con respecto al producto uruguayo, el producto argentino y M3 son procíclicos, el consumo argentino es acíclico, en tanto que el producto brasileño, el producto de EEUU y la LIBOR son contracíclicos;
- Existe cierta evidencia de aceleración en la transmisión de las perturbaciones cíclicas hacia Uruguay;
- La interpretación de los resultados de causalidad estadística requiere de cierta cautela,

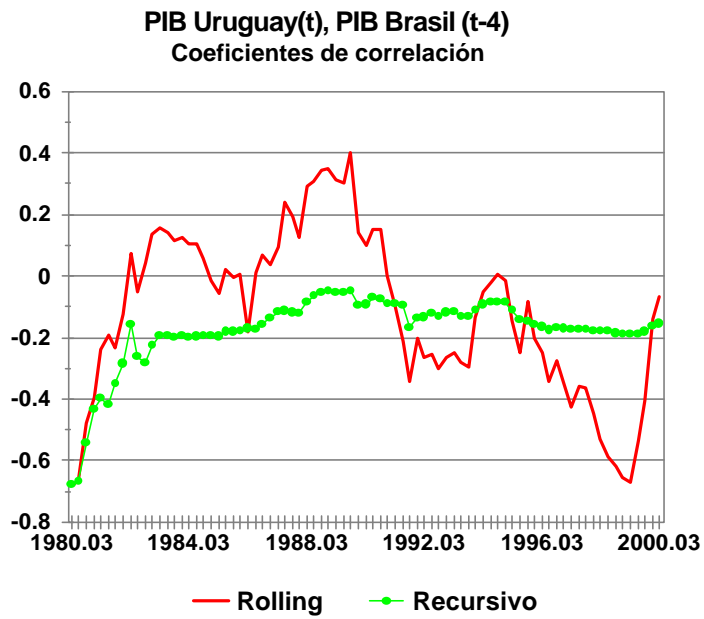
debido a que los resultados no son robustos a diferentes muestras. Sin embargo, podría señalarse la presencia de un efecto riqueza: alzas cíclicas en M3 real estarían vaticinando una fase expansiva del nivel de actividad en el trimestre siguiente.



Gráfica 12. Evolución de los componentes cíclicos: PIB uruguayo y consumo argentino

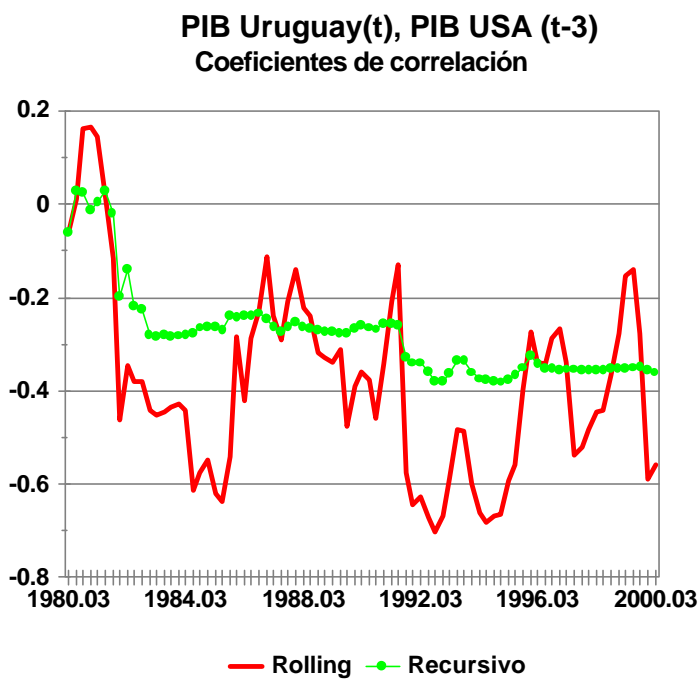


Gráfica 13.
los
cíclicos: PIB
PIB argentino



Evolución de
componentes
uruguayo y

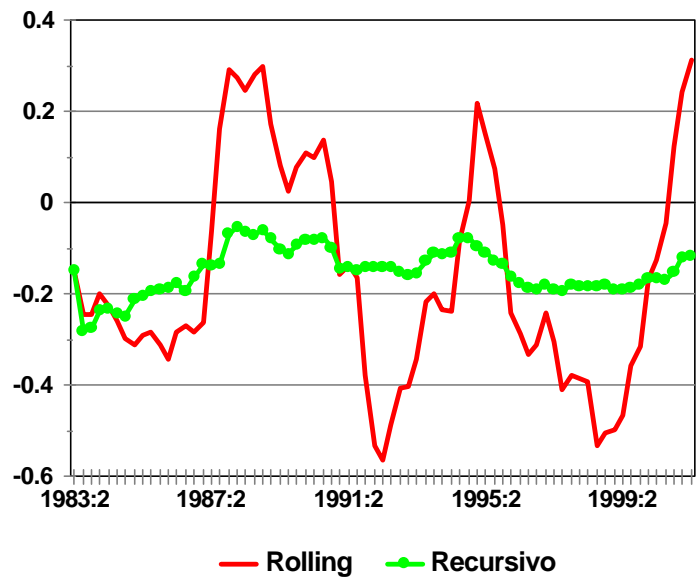
Gráfica 14.
los
cíclicos: PIB
PIB brasileño



Evolución de
componentes
uruguayo y

PIB Uruguay(t), LIBOR(t-4)
Coeficientes de correlación

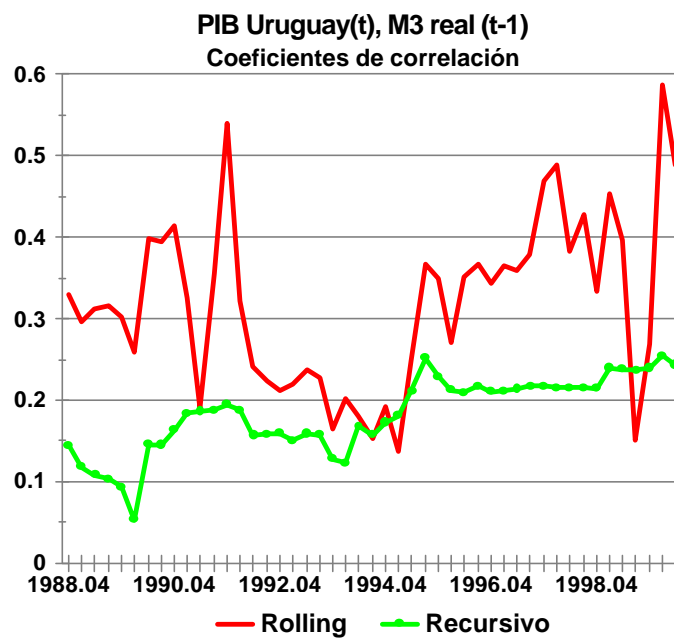
Gráfica 15.
los
cíclicos: PIB
PIB de EEUU



Evolución de
componentes
uruguayo y

Gráfica 16. Evolución de los componentes cíclicos: PIB uruguayo y LIBOR

Gráfica 17. Evolución de los componentes cíclicos: PIB uruguayo y M3



COMENTARIOS FINALES

Este trabajo se ha concentrado en el análisis de los componentes básicos del producto: ciclo y tendencia, con el difícil objetivo de lograr identificarlos, separarlos y caracterizarlos. Esta tarea se asemeja a la del alquimista, intentando desentrañar las propiedades básicas de los elementos.

Siguiendo diferentes metodologías, primero se ha calculado el producto potencial de la economía uruguaya, es decir, el máximo producto que una economía puede alcanzar sin generar presiones inflacionarias. En base a los resultados preliminares de este estudio, la tendencia estimada del producto potencial indicaría un sendero de crecimiento sostenible en el entorno del 3,2% promedio anual, por lo que, desde 1999, estaríamos inmersos en un período de crecimiento inferior al potencial del orden de 0,7% promedio anual. El shock negativo adverso que sufrió la economía doméstica en enero de ese año, si bien importante, afortunadamente solo habría afectado el nivel del producto real y no la tasa de crecimiento de su tendencia. Esta conclusión debe relativizarse debido a las pocas observaciones con que se cuenta a partir de la ocurrencia del shock. Obviamente, no está en discusión en este trabajo la optimalidad de aquella tasa de crecimiento potencial como tampoco la dinámica que seguiría la economía para retomarla.

En segundo lugar, se ha intentado identificar las características más relevantes del ciclo del producto uruguayo, del producto argentino, del brasileño, del de EEUU, del consumo argentino, de la LIBOR y de M3, así como los posibles canales de transmisión entre ellos. A pesar de encontrarse que la mayoría de los ciclos de las series consideradas adelanta al ciclo del PIB uruguayo, el grado de correlación es débil y las relaciones de causalidad no son concluyentes. Solamente podría decirse que el ciclo de los agregados monetarios, medidos como M3, causa en el sentido de Granger al ciclo del producto uruguayo.

Con la finalidad de mejorar nuestra comprensión del proceso de transmisión de los ciclos, parece prometedor incorporar de forma explícita el canal comercial, el cual podría operacionalizarse a través de la consideración de las exportaciones e

importaciones de bienes y servicios de los socios comerciales de Uruguay, así como también de la evolución de los términos de intercambio. Limitaciones de la base de datos disponible¹² han imposibilitado realizar el citado análisis en esta oportunidad. Asimismo, sería interesante explorar la posible identificación de los determinantes del ciclo del producto uruguayo, es decir, individualizar los factores que lo impulsan y esclarecer si se trata mayoritariamente de factores endógenos (como inversión, masa salarial) o de factores exógenos (tales como gasto público, movimiento de capitales).

¹²No se ha encontrado un método confiable para empalmar las series históricas con los datos revisados a partir de 1988.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Beveridge, Stephen y Charles R. Nelson, 1981. "A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the business cycle", *Journal of Monetary Economics* 7, pp: 151-174.

Blanchard, y Danny Quah, 1989. "The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances", *American Economic Review*, Vol. 79, pp: 655-73.

Bucacos, Elizabeth, 2000. "Sobre los determinantes de la productividad en Uruguay: 1960-1999", *XV Jornadas Anuales de Economía*, Banco Central del Uruguay.

Bucacos, Elizabeth, 1999. "Fuentes del crecimiento económico en Uruguay: 1960-1998", *Revista de Economía*, Volumen 6, N12, Segunda época, Banco Central del Uruguay.

Bértola, Luis y Fernando Lorenzo, 1999. "Componentes tendenciales y cíclicos en el PBI per capita de Argentina, Brasil y Uruguay: 1870-1988."

Carrera, Jorge, 1999. "Relaciones económicas Argentina-EEUU: la transmisión del ciclo", Documento técnico del CACES N1 10.

Coe, David T. y C. John McDermott, 1996. "Does the gap model work in Asia?", *IMF Working Paper*, 96/69.

Coeymans, Juan E., 1999. "Ciclos y crecimiento sostenible a mediano plazo en la economía chilena", *Pontificia Universidad Católica de Chile, Cuadernos de Economía*, Año 36, Abril 1999, N1 107.

Chumacero, Rómulo y Jorge Quiroz, 1996. "La tasa de crecimiento natural de la economía chilena: 1985-1996", *Cuadernos de Economía*.

De Masi, Paula R., 1997. "IMF estimates of potential output: theory and practice", *IMF*

Working Paper, 97/177.

Gómez, Víctor y Agustín Maravall, 1989. ASeasonal adjustment and signal extraction in economic time series@, Banco de España, Servicio de Estudios, Documento de Trabajo N1 9809.

Hamilton, James, 1994. Times Series Analysis. Princeton: Princeton University Press.

Hodrick, R. J. y E. C. Prescott, 1980. APostwar U.S. business cycles: an empirical investigation@, Carnegie-Mellon University, Department of Economics, Discussion Paper N1 451.

Kydland, Finn E. y R.E. Prescott, 1990. ABusiness cycles: real facts and a monetary myth@, Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, Vol. 14 (Spring 1990), pp. 3-18.

Newbold, P, 1990. APrecise and efficient computation of the Beveridge-Nelson decomposition of economic time series@, Journal of Monetary Economics, Vol. 26(3), pp. 453-457.

Park, Joon Y. y Jaewhan Sung, 1994. ATesting for unit roots in models with structural change@, Econometric Theory, 10, 917-936.

Perron, Pierre, 1989. AThe great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis@, Econometrica, 59.

Sánchez, Carmen y Sebastián Rovira, 2000. Tesis de grado académico, Universidad de la República, Facultad de Ciencias Económicas y Administración.

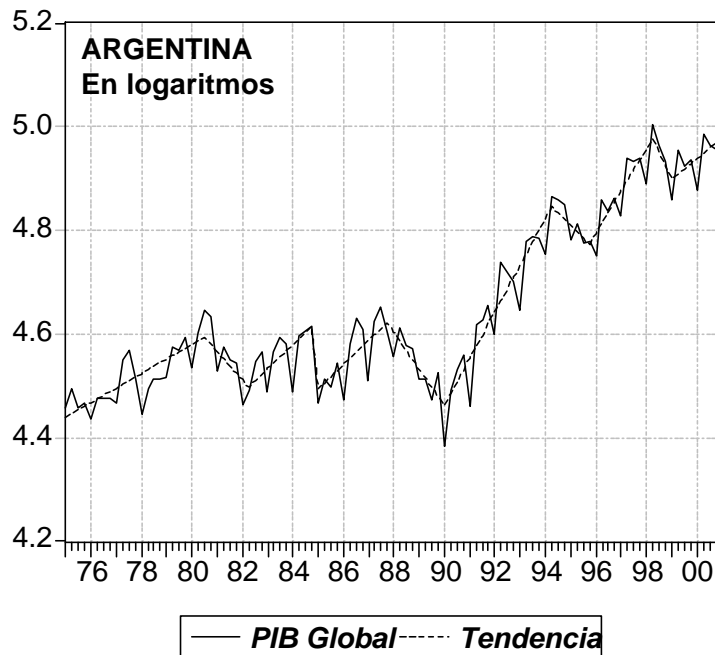
Scacciavillani, Franco y P. Swagel, 1999. AMeasures of potential output: an application to Israel@, IMF Working Paper, 99/96.

St-Armant, Paul y S. van Norden, 1999. Measurement of the output gap: a discussion of recent research at the Bank of Canada, Bank of Canada, Technical Report N1 79.

ANEXO 1

A continuación se reportan los resultados obtenidos al analizar las diferentes series, especificándose los quiebres detectados en las respectivas tendencias y la caracterización de los ciclos de cada una de ellas.

Cuadro A1. ANÁLISIS DEL PRODUCTO ARGENTINO		
Variable dependiente: d(PIBAR)		
Muestra: 76.III-00.III		
<i>Regresor</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estadístico-t</i>
Constante	4.09	10.75
D851	-0.10	-5.87
T	0.0077	6.78
Dt804	-0.0202	-7.04
Dt823	0.0219	7.49
Dt881	-0.0248	-8.74
Dt902	0.0353	10.28
Dt943	-0.0279	-7.71
Dt961	0.0247	5.84
Dt983	-0.0309	-4.23
Dt992	0.0185	2.25
D1	-0.06	-6.39
PIBAR ₋₁	-0.92	-10.69
d(PBIAR) ₋₁	0.25	3.64
d(PBIAR) ₋₂	0.05	0.71
d(PBIAR) ₋₃	0.07	1.05
d(PBIAR) ₋₄	0.21	3.25
d(PBIAR) ₋₅	-0.19	-2.93
R ² =0.90 DW=2.00 SRC=0.03 EER=0.020 AIC=-4.828 SIC=-4.353		
<p><i>Notas:</i> (1) Se trabaja con variables en logaritmos naturales. (2) Se incluyeron las siguientes variables: T = tendencia lineal; Di = indica un quiebre en la ordenada en el momento i; Dti = indica un quiebre en la pendiente en el momento i; D1 es una dummy de estacionalidad, para el primer trimestre. (3) d(X) indica la primera diferencia de la serie X.</p>		



Gráfica A1. Producto argentino: efectivo y tendencia (segmentada)

Cuadro A2. ANÁLISIS DEL CICLO DEL PRODUCTO ARGENTINO					
Variable dependiente: C.cíclico+C. irregular+C. estacional					
Muestra: 77.I - 00.III					
<i>Variable independiente</i>	<i>Coficiente</i>		<i>Estadístico t</i>		
AR(2)	-0.31		-3.49		
AR(5)	-0.35		-3.94		
AR(24)	0.43		5.11		
SAR(4)	0.44		3.96		
Raíces AR invertidas: 0.94 0.91-0.26i 0.91+0.26i 0.83-0.50i 0.83+0.50i					
0.81 0.48-0.83i 0.48+0.83i 0.24+0.93i 0.24-0.93i					
0.69+0.69i 0.69-0.69i 0.00-0.81i					
Análisis de los residuos:					
(i) Normalidad: Jarque-Bera = 1.71 (0.43) Skewness = -0.17 Curtosis = 2.35					
(ii) Autocorrelación: LM(2): F = 0.18 (0.83), $nR^2 = 0.38$ (0.83)					
(iii) Heteroscedasticidad: ARCH(2): F = 0.90 (0.35), $nR^2 = 0.91$ (0.34)					

Notas: (1) Se trabajó con datos trimestrales y variables en logaritmos naturales. (2) Los errores son incorrelacionados, homoscedásticos y no se distribuyen normalmente. (3) Se detectaron ciclos de un año (estacionalidad), un año y medio, dos años, tres años y, finalmente, cinco años y medio.

Cuadro A3. ANÁLISIS DEL CONSUMO ARGENTINO

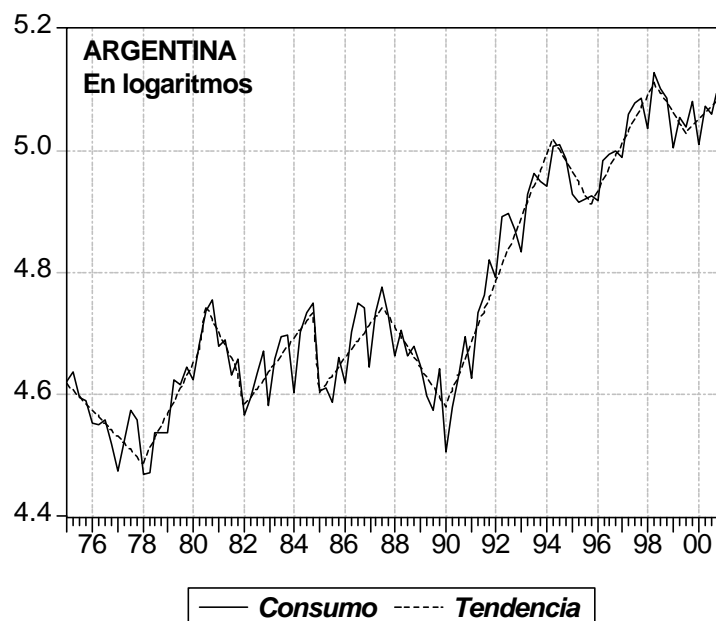
Variable dependiente: d(CAR)

Muestra: 76.III-00.III

<i>Regresor</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estadístico-t</i>
Constante	6.25	11.20
D803	0.11	3.01
D821	-0.11	-3.56
D851	-0.15	-5.41
T	-0.0137	-3.95
Dt782	0.0376	5.88
Dt803	-0.0414	-4.60
Dt821	0.0337	3.93
Dt874	-0.0376	-8.64
Dt902	0.0552	10.11
Dt943	-0.0536	-8.84
Dt961	0.0446	6.82
Dt983	-0.0412	-5.21
Dt994	0.0252	2.20
CAR ₋₁	-1.35	-11.28
d(CAR) ₋₁	0.32	3.49
d(CAR) ₋₂	0.18	2.31

$R^2=0.61$ DW=2.03 SRC=0.09 EER=0.033 AIC=-3.798 SIC=-3.358

Notas: (1) Se trabaja con variables en logaritmos naturales. (2) Se incluyeron las siguientes variables: T = tendencia lineal; Di = indica un quiebre en la ordenada en el momento i; Dti = indica un quiebre en la pendiente en el momento i. (3) d(X) indica la primera diferencia de la serie X.



Gráfica A2. Consumo argentino: efectivo y tendencia (segmentada)

Cuadro A4. ANÁLISIS DEL CICLO DEL CONSUMO ARGENTINO				
Variable dependiente: C.cíclico+C. irregular+C. estacional				
Muestra: 77.II - 00.IV				
<i>Variable independiente</i>	<i>Coefficiente</i>			<i>Estadístico t</i>
AR(9)	-0.22			-2.20
SAR(4)	0.41			4.18
MA(2)	-0.33			-851.21
MA(3)	-0.19			-2.36
MA(5)	-0.44			-5.61
Raíces AR invertidas: 0.80 0.79-0.29i 0.79+0.29i 0.42-0.73i 0.42+0.73i 0.00-0.80i				

Raíces MA invertidas: 0.99 0.24+0.71i 0.24-0.71i -0.73-0.50i -0.73+0.50i

Análisis de los residuos:

(i) Normalidad: Jarque-Bera = 0.68 (0.71) Skewness = -0.10 Curtosis = 3.38

(ii) Autocorrelación: LM(2): F = 1.84 (0.16), $nR^2 = 2.99$ (0.22)

(iii) Heteroscedasticidad: ARCH(2): F = 0.28 (0.60), $nR^2 = 0.28$ (0.60)

Notas: (1) Se trabajó con datos trimestrales y variables en logaritmos naturales. (2) Los errores son incorrelacionados, homoscedásticos y se distribuyen normalmente. (3) Se detectaron ciclos de un año (estacionalidad), de un año y medio y de cuatro años y medio.

Cuadro A5. ANÁLISIS DEL PRODUCTO BRASILEÑO

Variable dependiente: d(PIBBR)

Muestra: 76.III-00.III

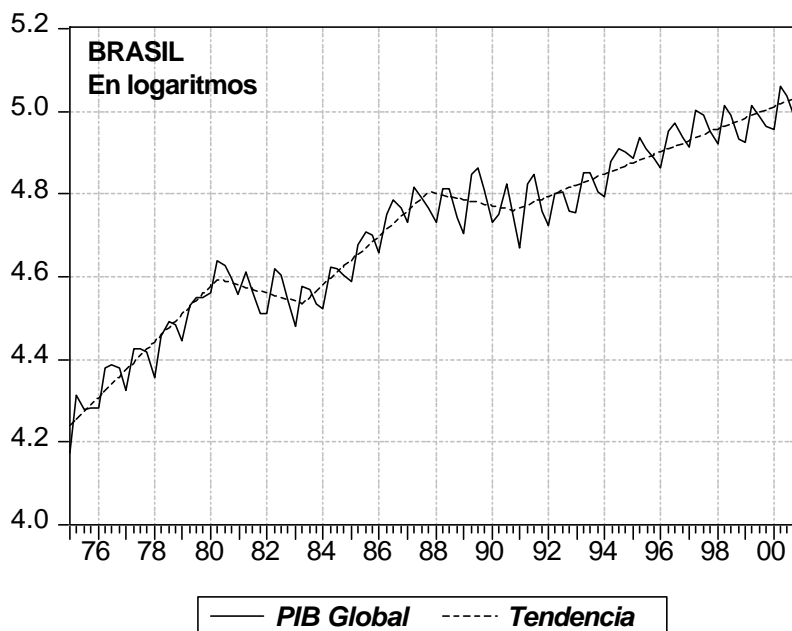
<i>Regresor</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estadístico-t</i>
Constante	2.41	6.19
T	0.0093	5.20
Dt803	-0.0118	-5.03
Dt833	0.0110	5.54
Dt881	-0.0105	-5.38
Dt911	0.0059	4.21
D1	-0.03	-2.33
D2	0.07	5.22
PIBBR ₋₁	0.43	4.61
d(PBIBR) ₋₁	0.29	2.46
d(PBIBR) ₋₂	-0.13	-1.36
d(PBIBR) ₋₃	0.12	1.27

$R^2=0.99$ DW=1.99 SRC=0.02 EER=0.021 AIC=-4.808 SIC=-4.496

Notas: (1) Se trabaja con variables en logaritmos naturales. (2) Se incluyeron las siguientes variables: T = tendencia lineal; Di = indica un quiebre en la ordenada en el momento i; Dti = indica un quiebre en la pendiente en el momento i; Dj es una dummy de estacionalidad, para el trimestre j. (3) d(X) indica la primera diferencia de la serie X.

Gráfica A3. Producto brasileño: efectivo y tendencia (segmentada)

Cuadro A6. ANÁLISIS DEL CICLO DEL PRODUCTO BRASILEÑO			
Variable dependiente: C.cíclico+C. irregular+C. estacional			
Muestra: 77.I - 00.III			
<i>Variable independiente</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Estadístico t</i>	
AR(4)	-0.46	-5.01	
SAR(4)	0.94	30.20	
MA(1)	0.78	11.44	
Raíces AR invertidas: 0.98-0.98 0.58+0.58i 0.58-0.58i 0.00+0.98i -0.00-0.98i -0.58-0.58i -0.58-0.58i			
Raíces MA invertidas: -0.78			
Análisis de los residuos: (i) Normalidad: Jarque-Bera = 0.30 (0.86) Skewness = 0.13 Curtosis = 3.07 (ii) Autocorrelación: LM(2): F = 0.73 (0.49), nR ² = 1.32 (0.52) (iii) Heteroscedasticidad: ARCH(2): F = 3.35 (0.07), nR ² = 0.29 (0.07)			
Notas: (1) Se trabajó con datos trimestrales y variables en logaritmos naturales. (2) Los errores son incorrelacionados, homoscedásticos y se distribuyen normalmente. (3) Se detectaron ciclos de tres trimestres, un año (estacionalidad) y de dos años.			



Cuadro A7. ANÁLISIS DEL PRODUCTO DE EEUU

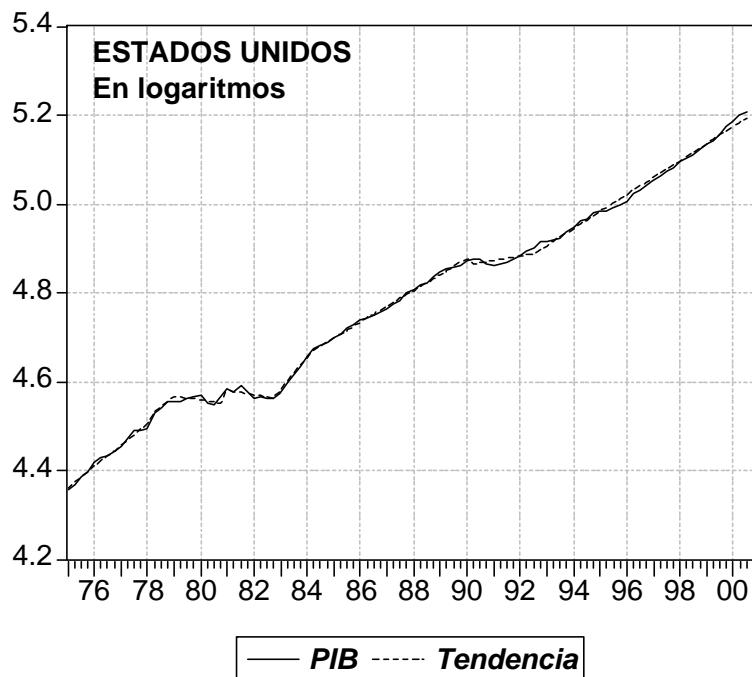
Variable dependiente: d(PIBUSA)

Muestra: 76.III-00.III

<i>Regresor</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estadístico-t</i>
Constante	2.30	7.61
D782	0.01	2.82
D811	0.01	2.28
D902	-0.01	-2.72
T	0.0052	4.96
Dt792	-0.0063	-4.94
Dt831	0.0110	7.00
Dt843	-0.0053	-6.17
Dt902	-0.0028	-3.78
Dt924	0.0033	4.30
PIBUSA ₋₁	-0.53	-7.54
d(PBIUSA) ₋₁	0.17	1.92

$R^2=0.49$ DW=1.83 SRC=0.003 EER=0.006 AIC=-7.343 SIC=-7.033

Notas: (1) Se trabaja con variables en logaritmos naturales. (2) Se incluyeron las siguientes variables: T = tendencia lineal; Di = indica un quiebre en la ordenada en el momento i; Dti = indica un quiebre en la pendiente en el momento i. (3) d(X) indica la primera diferencia de la serie X.



Cuadro A9. ANÁLISIS DE LA TASA DE INTERÉS (LIBOR)

Variable dependiente: d(LIBOR)

Muestra: 76.III-00.IV

Regresor	Coefficiente	Estadístico-t
Constante	2.29	8.99
D802	-0.27	-5.80
D824	-0.41	-6.49
D923	-0.21	-3.49
T	-0.0789	-3.75
Dt771	0.1566	6.18
Dt814	-0.1576	-8.59
Dt823	0.1005	5.43
Dt844	-0.0861	-7.29
Dt871	0.1113	10.11
Dt892	-0.0683	-6.50
Dt911	-0.0848	-5.36
Dt923	0.1174	8.08
Dt942	0.1631	5.49
Dt951	-0.1817	-8.01
Dt992	0.0472	5.50
LIBOR ₋₁	-0.99	-12.13
d(LIBOR) ₋₁	0.22	3.08
d(LIBOR) ₋₂	-0.03	-0.46
d(LIBOR) ₋₃	0.02	0.24

 $R^2=0.98$ DW=2.07 SRC=0.25 EER=0.055 AIC=-2.770 SIC=-2.249

Notas: (1) Se trabaja con variables en logaritmos naturales. (2) Se incluyeron las siguientes variables: T = tendencia lineal; Di = indica un quiebre en la ordenada en el momento i; Dti = indica un quiebre en la pendiente en el momento i. (3) d(X) indica la primera diferencia de la serie X.

Cuadro A10. ANÁLISIS DEL CICLO DE LA TASA DE INTERÉS (LIBOR)

Variable dependiente: C.Cíclico+C. irregular+C. estacional

Muestra: 77.I - 00.III

<i>Variable independiente</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estadístico t</i>
AR(7)	-0.20	-2.41
SAR(4)	0.87	55.56
MA(1)	0.47	6.35
MA(4)	-0.58	-7.92
SAR(4)	-0.70	-2325.37

Raíces AR invertidas: 0.97 -0.97 0.71-0.34i 0.71+0.34i 0.18-0.77i -0.18+0.77i
0.00-0.97i -0.00+0.97i -0.49-0.62i -0.49+0.62i -0.79

0.79

Raíces MA invertidas: 0.92 0.78 00.-0.92i

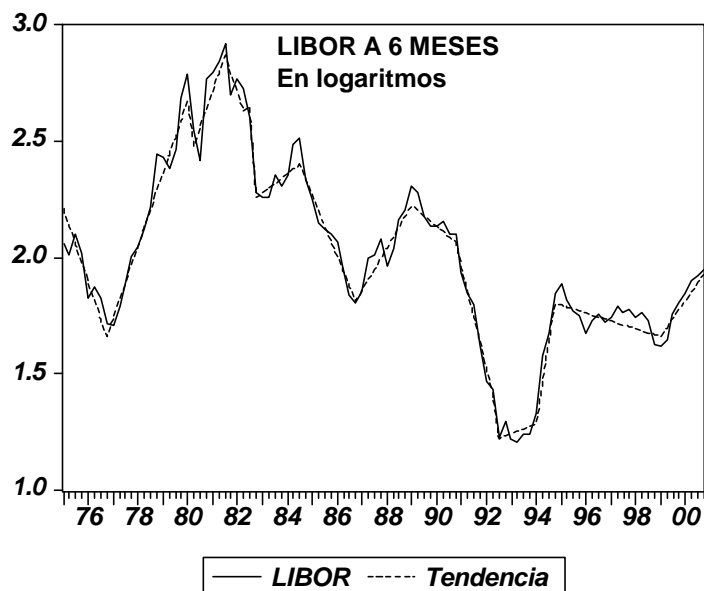
Análisis de los residuos:

(i) Normalidad: Jarque-Bera = 4.31 (0.11) Skewness = 0.26 Curtosis = 3.92

(ii) Autocorrelación: LM(2): F = 3.80 (0.03), $nR^2 = 4.80$ (0.09)

(iii) Heteroscedasticidad: ARCH(2): F = 1.08 (0.030), $nR^2 = 1.09$ (0.30)

Notas: (1) Se trabajó con datos trimestrales y variables en logaritmos naturales. (2) Los errores son incorrelacionados, homoscedásticos y no se distribuyen normalmente. (3) Se detectaron ciclos de tres trimestres, un año (estacionalidad), un año y medio y tres años y medio.



Gráfica A5. LIBOR a 6 meses: efectiva y tendencia (segmentada)

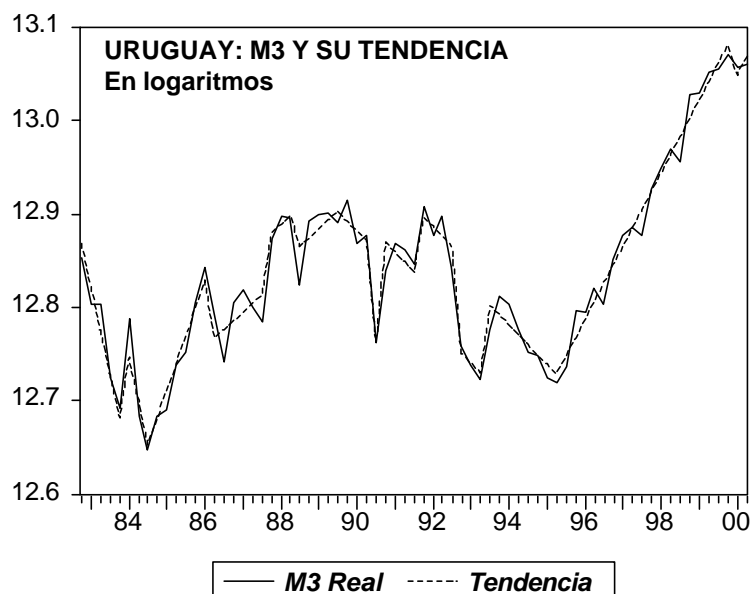
Cuadro A11. ANÁLISIS DE M3 REAL

Variable dependiente: d(M3)

Muestra: 83.III-00.II

Regresor	Coefficiente	Estadístico-t
Constante	13.97	15.61
D841	0.11	4.57
D862	-0.09	-5.43
D874	0.05	3.02
D883	-0.03	-2.08
D903	-0.08	-4.38
D904	0.10	5.46
D914	0.07	4.98
D924	-0.11	-7.63
D933	0.09	6.15
D001	-0.0576	-4.29
T	-0.0465	-7.59
Dt844	0.0750	9.53
Dt863	-0.0197	-5.26
Dt894	-0.0193	-5.81
Dt953	0.0295	11.93
D3	-0.0254	-5.48
M3 ₋₁	-0.9693	-15.66
$R^2=0.90$ $DW=2.25$ $SRC=0.01$ $EER=0.016$ $AIC=-5.257$ $SIC=-4.679$		

Notas: (1) Se trabaja con variables en logaritmos naturales. (2) Se incluyeron las siguientes variables: T = tendencia lineal; Di = indica un quiebre en la ordenada en el momento i; Dti = indica un quiebre en la pendiente en el momento i. (3) D3 es una dummy de estacionalidad, para el tercer trimestre. (4) d(X) indica la primera diferencia de la serie X.



Gráfica A6. M3 real: efectiva y tendencia (segmentada)

Cuadro A12. ANÁLISIS DEL CICLO DE M3 REAL		
Variable dependiente: C.cíclico+C. irregular+C. estacional		
Muestra: 77.I - 00.III		
<i>Variable independiente</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Estadístico t</i>
Constante	0.01	40.07
D3	-0.03	-58.70
AR(2)	-0.55	-7.94
AR(6)	-0.30	-4.40
MA(4)	-0.96	-7261.61
Raíces AR invertidas:	0.62+0.044i 0.62-0.44i	
Raíces MA invertidas:	0.99	
Análisis de los residuos:		
(i) Normalidad: Jarque-Bera = 1.40 (0.50) Skewness = -0.35 Curtosis = 3.15		
(ii) Autocorrelación: LM(2): F = 1.92 (0.16), nR ² = 4.00 (0.14)		
(iii) Heteroscedasticidad: ARCH(2): F = 0.00 (0.98), nR ² = 0.00 (0.98)		
Notas: (1) Se trabajó con datos trimestrales y variables en logaritmos naturales. (2) Los errores son incorrelacionados, homoscedásticos y no se distribuyen normalmente. (3) Se detecta un ciclo de 10,3 trimestres de duración, es decir, de alrededor de dos años y medio.		

Anexo 2

Habitualmente se define como ciclo a las fluctuaciones recurrentes de la serie de producto (PIB) alrededor de su tendencia y los movimientos de alta frecuencia en otras series económicas respecto al producto. Las características más analizadas son: volatilidad, persistencia y vinculación temporal con otras variables. La volatilidad del ciclo se mide por el desvío estándar y la persistencia, en tanto, por los coeficientes de autocorrelación (los seis primeros). De acuerdo a Fiorito y Kollintzas (1993), es posible identificar las características cíclicas de una serie $z(t)$ de acuerdo a los valores de su coeficiente de correlación con el PIB, $\rho(t+i)$. De esta forma, la serie $z(t)$ es:

Acíclica	$0 \leq \rho(t+i) \leq 0.2$
Procíclica	$\rho(t+i) \geq 0.2$
Contracíclica	$\rho(t+i) \leq -0.2$

Asimismo, la correlación de la serie $z(t)$ con el producto se considera:

Fuerte	$0.5 \leq \rho(t+i) \leq 1$
Débil	$0.2 \leq \rho(t+i) \leq 0.5$

y, de acuerdo al momento i en que el coeficiente de correlación es máximo, la serie $z(t)$ se considera como:

Adelantada	con $\rho(t+i)$ máximo cuando $i > 0$
Coincidente	con $\rho(t+i)$ máximo cuando $i = 0$
Rezagada	con $\rho(t+i)$ máximo cuando $i < 0$

Cuadro A 13 . REGULARIDADES EMPÍRICAS DE LAS SERIES
Muestra: 1983.IV-2000-III⁽¹⁾

	PIB uruguayo	Consumo argentino	PIB argentino	PIB brasileño	PIB norteam	LIBOR 6 m.	M3 real
Desv. Est.	0.041	0.030	0.030	0.033	0.008	0.098	0.014
1ª Autocorr.	0.434	0.178	0.307	0.514	0.559	0.143	-0.115
2ª Autocorr.	0.198	-0.146	-0.095	0.103	0.170	-0.082	-0.126
3ª Autocorr.	-0.099	-0.125	-0.121	-0.116	-0.049	-0.082	0.037
4ª Autocorr.	-0.440	-0.007	-0.314	-0.432	-0.298	-0.531	-0.216
5ª Autocorr.	-0.314	-0.225	-0.404	-0.257	-0.176	-0.004	-0.122
6ª Autocorr.	-0.244	0.070	0.033	-0.110	-0.039	0.098	-0.168

Notas: (1) Se utilizaron los datos correspondientes a la muestra común. (2) El ciclo del producto uruguayo resulta ser el más volátil, seguido por el ciclo del PIB brasileño y el del argentino, en tanto que el ciclo del PIB norteamericano es el menos volátil. En general, los ciclos de producto presentan mayor persistencia que el ciclo del consumo argentino.