

PALABRAS CLAVE

Deuda pública
 Gestión de la deuda
 Tasas de interés
 Producto interno bruto
 Modelos econométricos
 Brasil

Gestión de la deuda pública: la experiencia de Brasil

Helder Ferreira de Mendonça y Viviane Santos Vivian

Este artículo analiza la gestión de la deuda pública en Brasil, considerando los principales modelos teóricos recientes, y examina el efecto que podría tener sobre la tasa de interés básica la estrategia adoptada por el Tesoro Nacional a partir de 1999. Del análisis se desprende que Brasil ha adoptado una estrategia para la gestión de la deuda pública que se basa en las recomendaciones de Calvo y Guidotti (1990). Tanto el plazo medio de vencimiento de la deuda pública como la proporción de títulos indexados al indicador del Sistema Especial de Liquidación y Custodia (SELIC) y la razón deuda pública/producto interno bruto desempeñan un papel significativo en la determinación de la tasa de interés básica. Es imprescindible el esfuerzo del gobierno para reestructurar los vencimientos de la deuda pública y atenuar efectos perniciosos en la tasa de interés.

Helder Ferreira de Mendonça
 Profesor de Economía,
 Facultad de Economía,
 Universidad Federal Fluminense,
 e Investigador del Consejo Nacional
 de Desarrollo
 Científico y Tecnológico (CNPq),
 Brasil

✉ helderfm@hotmail.com

Viviane Santos Vivian
 Master en economía,
 Facultad de Economía,
 Universidad Federal Fluminense,
 Brasil

✉ dvivian@uol.com.br

I

Introducción

En la década de 1980, la deuda pública de los Estados Unidos creció con rapidez, lo que impulsó el debate sobre la sostenibilidad fiscal. Esto no sucedió solo en los Estados Unidos; en países como Bélgica, Irlanda e Italia, por ejemplo, la relación entre la deuda pública y el producto interno bruto (razón deuda pública/PIB) llegó a ser equivalente o superior al 100% y el servicio de la deuda pública representó un porcentaje significativo del presupuesto público. Además, el aumento de las tasas de interés real y la desaceleración del crecimiento económico amenazaron con poner a la razón deuda pública/PIB en una trayectoria explosiva.

A fines de los años 1980, la mayoría de los países había emprendido programas austeros de ajuste de los presupuestos. En 1989, por ejemplo, Alemania y los Estados Unidos consiguieron estabilizar la razón deuda pública/(PIB) y en el Reino Unido estaba en marcha un vasto programa basado en la estrategia de privatización. Sin embargo, en algunos países la implementación de los programas de ajuste no había logrado estimular el equilibrio fiscal.

Según Dornbusch y Draghi (1990), el contexto macroeconómico observado en algunos países en la década de 1980 pone sobre el tapete varios interrogantes relacionados con el equilibrio fiscal:

- i) ¿Cuál es la racionalidad microeconómica de que el gobierno tenga que elegir entre un aumento de la deuda y el equilibrio fiscal?
- ii) ¿Hay consecuencias macroeconómicas (por ejemplo, efectos en la actividad económica y la tasa de interés) que emanen de la magnitud del déficit público o la decisión de financiar el gobierno mediante un aumento de la deuda pública?
- iii) ¿Cómo abordan los países sus déficit a lo largo del tiempo?
- iv) Cuando la deuda pública es alta, ¿existe un marco teórico que oriente sobre plazos de vencimiento

adecuados o indexación adecuada de la deuda pública?

Respecto a la última de estas preguntas se han elaborado varios modelos teóricos sobre la gestión de la deuda pública. En líneas generales, los modelos que abordan esta materia son cinco: el de Calvo y Guidotti (1990); el de Giavazzi y Pagano (1990); el de Barro (2003); el de Missale, Giavazzi y Benigno (2002) y el de Giavazzi y Missale (2004).

En la actualidad, el debate sobre el tema merece atención en los países en desarrollo. A fines de 1999, el Tesoro Nacional brasileño, inspirado en modelos de gestión de la deuda pública como el de Giavazzi y Pagano (1990) o el de Calvo y Guidotti (1990), anunció una estrategia para ampliar los plazos de vencimiento de los títulos federales. Además, en un intento por mejorar la composición del pasivo público, se buscó aumentar en la deuda pública la proporción de títulos a tasa de interés fija e indexados a los precios, y disminuir la proporción de aquellos a tasa de interés variable e indexados al tipo de cambio. Lo esencial es que la gestión de la deuda apunte a acrecentar la credibilidad.

Con el propósito de evaluar la estrategia adoptada en Brasil para la gestión de la deuda pública, en este trabajo se realiza un análisis empírico. Además, se examina el posible efecto de la estrategia seguida del Tesoro Nacional brasileño en la tasa de interés básica. El artículo consta de cinco secciones. Tras la presente introducción, la sección II muestra las principales características de los modelos contemporáneos de gestión de la deuda pública, haciendo referencia a las publicaciones respectivas; la sección III describe la evolución de la gestión de la deuda pública brasileña en el período 2000-2005; la sección IV hace un análisis empírico y en la sección V figuran las conclusiones.

II

Modelos contemporáneos de gestión de la deuda pública

El análisis teórico de la gestión de la deuda pública recibió una atención especial a principios de la década de 1990, a partir de los análisis de Calvo y Guidotti (1990) y de Giavazzi y Pagano (1990). Calvo y Guidotti (1990) examinaron varios marcos para la indexación de la deuda pública y la estructura de sus plazos de vencimiento, estudiando el impacto de esos contextos y el grado en que resultaban óptimos. Con ese objetivo, los autores mencionados analizaron la indexación considerando dos períodos (0 y 1): el gobierno en el período 0 compromete completamente las actuaciones del gobierno en el período 1 (compromiso previo pleno). Los resultados indican que es deseable la plena indexación de la deuda pública. No obstante, esa plena indexación puede significar un aumento de la carga tributaria como fuente de financiación del sector público. Por lo tanto, la estrategia óptima para la gestión de la deuda pública consiste en ampliar sus plazos de vencimiento e indexarla parcialmente.

Giavazzi y Pagano (1990) investigaron si es posible reducir el riesgo de una crisis de confianza con una correcta estructuración de los vencimientos de la deuda pública. Ellos definen la crisis de confianza como un aumento de la probabilidad de que el régimen monetario cambie; en ese contexto, el análisis considera un régimen de tipo de cambio fijo. Los autores citados concluyen que la capacidad del banco central de resistir una crisis de confianza depende en gran medida del éxito que logre el Tesoro Nacional en la refinanciación de la deuda pública. Por lo tanto, el riesgo de que se modifique el régimen cambiario se atenúa (se mantiene el tipo de cambio fijo) si se alarga el plazo medio de vencimiento de la deuda pública o si se suavizan (es decir, se aplanan) las curvas de los pagos de intereses o de amortización.

Recientemente, los trabajos de Missale, Giavazzi y Benigno (2002), Barro (2003) y Giavazzi y Missale (2004) estimularon el debate acerca del marco óptimo para la gestión de la deuda pública. Missale, Giavazzi, y Benigno (2002) hicieron un análisis empírico de la forma en que los gobiernos eligen el plazo de vencimiento cuando se emprende un programa de estabilización fiscal. En ese contexto, supusieron que el objetivo del gobierno es conseguir un superávit fiscal que permita

estabilizar la razón deuda pública/PIB; estudiaron 72 casos de estabilización fiscal en países de la Organización de Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE) ocurridos entre 1975 y 1998, y examinaron en cada caso la estrategia de emisión de bonos empleada por los gobiernos dos años después del inicio del plan de estabilización. El análisis incluyó un juego entre dos gobiernos que difieren en su capacidad de recortar gastos. En consecuencia, existen distintas expectativas con respecto a la tasa de interés que regirá una vez que finalice el plan de estabilización.

El análisis de Missale, Giavazzi y Benigno (2002) señala que los gobiernos se inclinan por ampliar los plazos de vencimiento de la deuda pública cuando se está en presencia de información asimétrica, porque de esa manera se reduce el riesgo de refinanciación y aumentan, por lo tanto, las expectativas de éxito del esfuerzo fiscal. Según dichos autores, el gobierno puede emitir bonos con pagos concentrados en el corto plazo en el caso de que los inversores no conozcan la capacidad del gobierno para poner en práctica las políticas anunciadas (presencia de información asimétrica). La idea es que se debe adoptar ese procedimiento si el costo a largo plazo es demasiado alto en comparación con las expectativas respecto a una futura tasa de interés.

Barro (2003) observó que al suavizarse la curva de la carga tributaria se estimula al gobierno a emitir bonos cuyo pago está supeditado al gasto. Cuando el gasto es igual en todos los períodos, la deuda pública debe estructurarse en títulos consolidados. Esto permite aislar las limitaciones presupuestarias de las variaciones inesperadas en los precios de mercado de bonos indexados y con distintos plazos de vencimiento.

En el modelo de Giavazzi y Missale (2004) se supone que el principal objetivo de la gestión de la deuda pública en Brasil es lograr la estabilidad de la razón deuda pública/PIB, reduciendo así la probabilidad de crisis. Para que esa razón se establezca es preciso que el gobierno consiga fuentes de financiación con costos bajos y poca varianza de las tasas. En consecuencia, la selección de los instrumentos de deuda pública implica una compensación entre el riesgo y el costo esperado del servicio de esa deuda. Desde este punto de vista, el

marco óptimo de la deuda pública indexada depende de la evaluación del costo y el riesgo. El riesgo se minimiza si un instrumento ofrece protección frente a las variaciones del superávit primario y de la razón deuda pública/PIB, y si la varianza de las tasas es relativamente baja.

Cabe señalar que los modelos de Missale, Giavazzi y Benigno (2002) y de Giavazzi y Missale (2004) suponen que el objetivo del gobierno es estabilizar la razón deuda pública/PIB. Además, ambos modelos analizan el marco óptimo para la deuda pública, teniendo en cuenta la compensación entre el costo del servicio de esa deuda y el riesgo de refinanciación. Sin embargo, el primero evalúa un marco de plazos de vencimiento óptimos para la deuda pública, mientras que el segundo examina el marco óptimo de indexación de dicha deuda. Por otra parte, en modelos como los de Giavazzi y Pagano (1990), Missale, Giavazzi y Benigno (2002) y Barro (2003) se sugiere que la ampliación del plazo medio de los ven-

cimientos de la deuda pública es una estrategia óptima. De forma diferente, Calvo y Guidotti (1990) tienen en cuenta ambas perspectivas.

En síntesis, es posible distinguir en la literatura especializada tres visiones principales de la gestión de la deuda pública. La primera, representada por los modelos de Calvo y Guidotti (1990) y de Giavazzi y Pagano (1990), pone de relieve el problema de la inconsistencia dinámica de las políticas fiscales. La segunda (la del análisis de Barro, 2003), considera suavizar la carga tributaria en un contexto de gastos públicos exógenos a fin de encontrar el marco óptimo para la deuda pública. La tercera, representada por Missale, Giavazzi y Benigno (2002) y Giavazzi y Missale (2004), se centra en el objetivo de estabilizar la razón deuda pública/PIB. En líneas generales, todas ellas concluyen que la ampliación del plazo medio de los vencimientos de la deuda pública y la indexación parcial de esa deuda son las estrategias óptimas.

III

La gestión de la deuda pública en Brasil

Esta sección describe brevemente la evolución de la gestión de la deuda pública en Brasil entre enero de 1999, cuando se modificó el régimen cambiario, y diciembre del 2005,¹ centrándose en tres aspectos: la razón deuda pública/PIB, la estructura de la deuda pública y el plazo medio de vencimiento de la deuda pública.

Entre enero de 1999 y diciembre del 2005, la razón deuda pública/PIB fue en promedio de 53,13%. No obstante, entre 1999 y el 2000 osciló alrededor del 49,95% (gráfico 1). Después la deuda aumentó sustancialmente y en septiembre del 2002 alcanzó el 63,62%. La aceleración del crecimiento de la deuda pública en el segundo semestre del 2002 se debió al “temor del mercado” ante una posible victoria de Luis Inácio Lula da Silva en las cercanas elecciones presidenciales. Un discurso en el que ese candidato expresó ideas poco ortodoxas acentuó la percepción de riesgo por parte de los inversores y desencadenó un proceso de alzas de la tasa de interés y devaluación de la moneda. Sin embargo, la victoria del candidato y el inicio del nuevo gobierno en el 2003 no supusieron un cambio en la conducción de la política

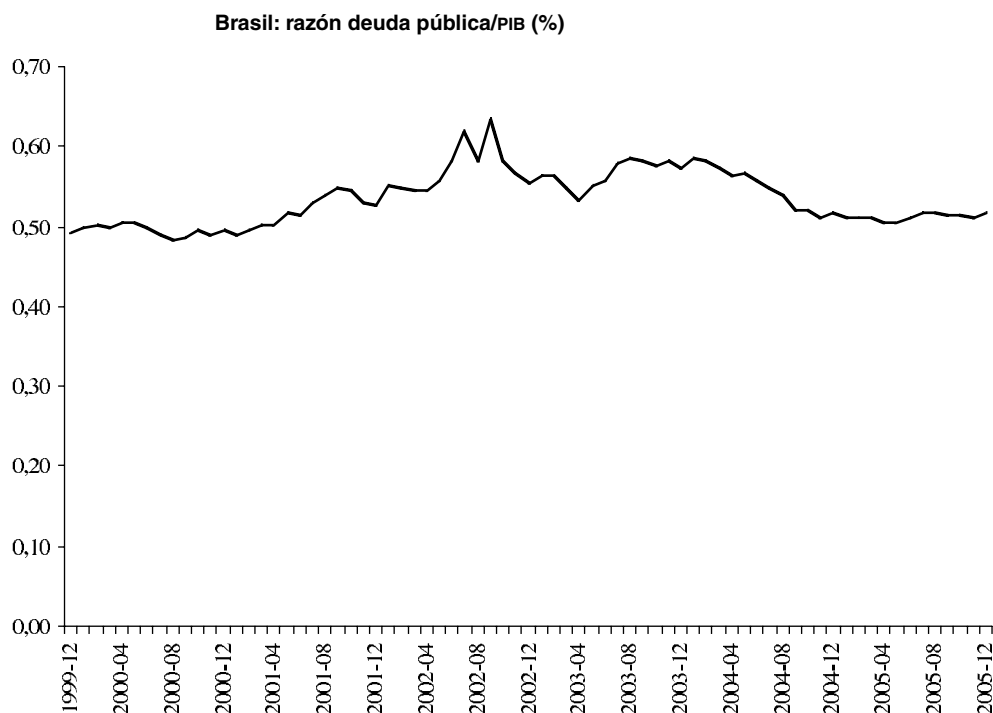
económica. Como resultado, se fortaleció el esfuerzo fiscal destinado a reducir la razón deuda pública/PIB, la que bajó a cerca de 50% a fines del 2005.

El paso del régimen cambiario a un sistema variable y la adopción de objetivos de inflación en 1999 contribuyen mucho a explicar la evolución de la deuda pública indexada a la tasa de interés y de aquella indexada al tipo de cambio. En líneas generales, con la devaluación de la moneda la utilización del tipo de cambio como uno de los principales elementos de indexación dejó de ser atractiva. Por otra parte, el uso de la tasa de interés siguió siendo pertinente, sobre todo porque en una estrategia basada en objetivos de inflación el principal instrumento del que disponen los bancos centrales es la tasa de interés básica. De ahí que la estrategia adoptada por el Banco Central del Brasil para fomentar un proceso deflacionario aumentó la demanda de bonos indexados a dicha tasa.

En diciembre de 1999 la participación en la deuda pública de títulos a tasa de interés fija era del 9% y aumentó hasta el 15% a fines del 2000. Este resultado obedeció a la estrategia del Tesoro Nacional de reducir gradualmente el riesgo de fluctuaciones de corto plazo en las variables económicas. No obstante, debido a la volatilidad del mercado financiero nacional en el 2001,

¹ El análisis se ha basado en diversos informes del Tesoro Nacional brasileño. Véase en Wolswijk y de Haan (2005) un examen de la gestión de la deuda pública en la zona del euro.

GRÁFICO 1



Fuente: Secretaría del Tesoro Nacional de Brasil.

disminuyó la proporción de títulos a tasa de interés fija en la composición de la deuda pública (llegando al 1,91% en abril del 2003). En ese período, el Tesoro Nacional tuvo que elegir entre aumentar la proporción de títulos a tasa fija a costa de elevar el riesgo de refinanciación o aceptar la reducción de ese componente en la deuda pública y ampliar los plazos de vencimiento de la deuda, es decir, ampliar el perfil de la deuda. La decisión del Tesoro Nacional fue reducir el volumen de los títulos de corto plazo a tasa fija.

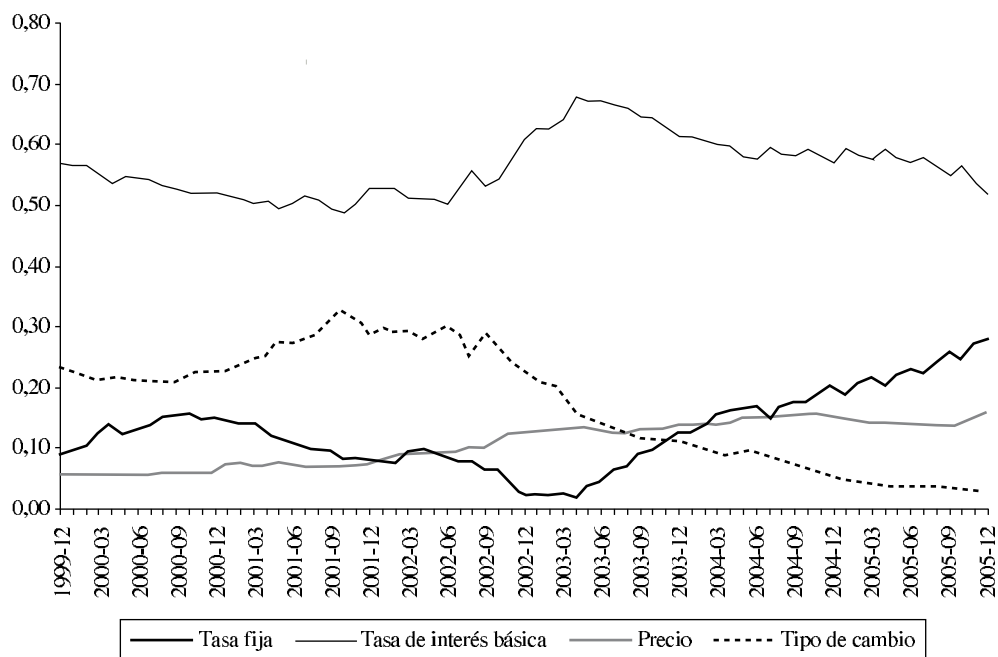
En el 2002, el Tesoro Nacional, deseoso de mejorar la composición de la deuda, adoptó una estrategia basada en el método de gestión del activo y el pasivo, que hacía hincapié en la necesidad de sustituir los bonos indexados a la tasa de interés (*over/SELIC*) y al tipo de cambio por títulos indexados a los precios. No obstante, la proporción de títulos indexados a la tasa de interés en la composición de la deuda pública aumentó y alcanzó el 60,8% en diciembre del 2002. Por otra parte, descendió la proporción de bonos indexados al tipo de cambio y a los precios (gráfico 2). Este comportamiento obedeció principalmente a la devaluación de la moneda y a un alza del índice de precios que estuvo por encima de la esperada por los agentes económicos.

En los años 2003, 2004 y 2005 la gestión de la deuda pública se basó en la misma estrategia anunciada en el 2002. En otras palabras, la idea fue reducir gradualmente la proporción de títulos indexados al tipo de cambio y a la tasa de interés y acrecentar la proporción de títulos a tasa de interés fija de bonos indexados a los precios en la composición de la deuda pública. Esta estrategia ha tenido un éxito parcial: aumentó considerablemente la proporción de títulos a tasa de interés fija e indexados a los precios y disminuyeron a un nivel insignificante los bonos indexados al tipo de cambio. No obstante, en el período de análisis la participación de los bonos indexados a la tasa de interés se mantuvo relativamente estable a un nivel alto (51,77% en diciembre del 2005) y ha seguido siendo el indicador principal de la deuda pública. Esta observación pone de relieve que el mercado todavía no ha eliminado completamente el riesgo de crisis de refinanciación.

Cabe señalar que el Tesoro Nacional intentó suavizar la estructura de vencimientos de la deuda pública. El plazo medio de vencimiento de dicha deuda subió de 27,13 meses a 36,23 meses entre enero de 1999 y agosto del 2001, y se mantuvo relativamente estable hasta mayo del 2002 (gráfico 3). Después ha

GRÁFICO 2

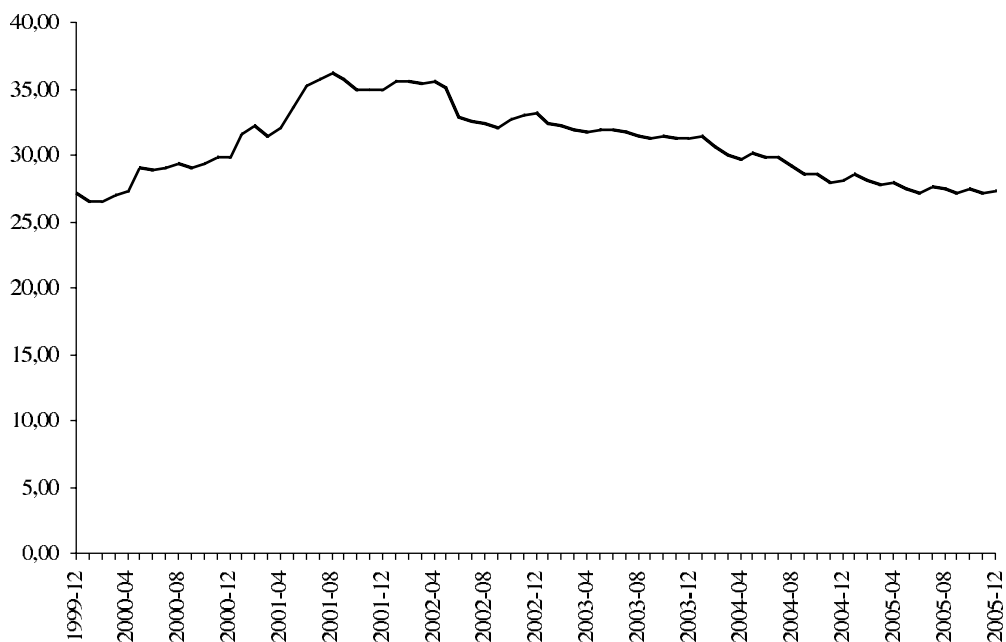
Brasil: composición de la deuda pública según los factores de indexación



Fuente: Secretaría del Tesoro Nacional de Brasil.

GRÁFICO 3

Brasil: plazo medio de vencimiento de la deuda pública



Fuente: Secretaría del Tesoro Nacional de Brasil.

tendido a disminuir debido a la falta de confianza del mercado nacional. El plazo medio de vencimiento de la deuda pública en enero de 2006 era de 28,7 meses, cifra inferior al promedio de 30,78 meses del período 1999-2006 y cercana al registrado en 1999. En resumen, la estrategia adoptada por el Tesoro Nacional no ha sido suficiente para garantizar una ampliación sostenida del plazo medio de vencimiento de la deuda pública.

IV

Análisis empírico

Esta sección presenta evidencia empírica mediante la aplicación del método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y el modelo de autorregresión vectorial. Se propone analizar la relación existente entre la razón deuda pública/PIB y las principales variables que determinan el perfil de la deuda pública brasileña. Su objetivo principal es el de identificar, a partir de los modelos que figuran en la sección II, la base teórica de la estrategia adoptada en Brasil en el período comprendido entre diciembre de 1999 y diciembre del 2005.

Los datos utilizados en este análisis son mensuales.

Las variables empleadas se describen a continuación.

- i) *Razón deuda pública/PIB (DEBGDP)*. Los cambios de esta variable son cruciales para el análisis, ya que reflejan lo que se hace en materia de gestión de la deuda pública. Como han señalado Giavazzi y Missale (2004), esta es la variable principal para los países en los cuales la vulnerabilidad fiscal convierte la estabilización de la deuda en la meta principal de la gestión de la deuda pública.
- ii) *Composición de la deuda pública*. En la gestión de la deuda pública esta variable es muy importante, ya que un aumento de la razón deuda pública/PIB se vincula positivamente con el factor de indexación de dicha deuda. En el caso de Brasil, los factores de indexación principales son: la tasa *over/SELIC*, que es la tasa de interés básica de la economía (SELINDEX), el tipo de cambio (EXCINDEX) y el índice de precios (PRCINDEX). Además, sobre la base de la participación de cada factor de indexación en la composición de la deuda pública, se ha creado una variable independiente denominada INDEX, que representa la proporción de la deuda pública que está asociada a algún factor de indexación. El

Vemos entonces que el perfil de la deuda pública en Brasil mejoró gradualmente en el período que se analiza, pero que la razón deuda pública/PIB es todavía demasiado alta (51,65% en diciembre de 2005), lo que redundará en un problema para controlar la tasa de inflación y dificultará una baja significativa de la tasa de interés básica (*over/SELIC*).² Este problema es particularmente grave para la economía de Brasil, cuya tasa de crecimiento económico en el período estudiado fue baja.

análisis también tiene en cuenta los títulos a tasa fija (FRS).

- iii) *El plazo medio de vencimiento de la deuda pública (AMPD)*.³ Se prevé una fuerte conexión entre esta variable y la deuda pública. Por ejemplo, según Giavazzi y Pagano (1990), una ampliación del plazo medio de vencimiento de la deuda pública puede reducir la cantidad de bonos que es necesario refinar durante una crisis.
 - iv) *Los títulos en posesión del público que vencen en 12 meses (SHP)*. Esta variable sustitutiva representa la concentración de vencimientos de la deuda pública. Según Giavazzi y Pagano (1990), tal concentración contribuye de manera importante a que el banco central sea capaz de resistir una crisis de confianza.
 - v) *Superávit primario*. Esta variable representa el esfuerzo del gobierno por equilibrar las finanzas públicas; en ese sentido, los aumentos del superávit primario deben reducir el nivel de deuda pública.
- Un primer paso del análisis empírico es examinar el comportamiento del proceso estocástico en la serie cronológica, es decir, verificar el orden de integración de las series. Con ese procedimiento se eliminan los resultados espurios de la estimación de los modelos. Por lo tanto, se realizaron pruebas de raíz unitaria (de Dickey-Fuller aumentada y de Phillips-Perron). Todas las

² La tasa SELIC es el promedio ponderado de las tasas transadas en operaciones interbancarias con pacto de recompra *overnight* y respaldadas por bonos registrados en el SELIC. En adelante se usarán indistintamente, por conveniencia, las expresiones SELIC, *over/SELIC* y tasa de interés básica.

³ La Secretaría del Tesoro Nacional inició esta serie en febrero del 2000.

series bajo análisis son I(1), como indican los resultados de estas pruebas (cuadros A1 y A2).⁴

Estos hallazgos sugieren que en la regresión sería adecuado utilizar las series en primera diferencia. Sin embargo, ese procedimiento puede implicar una pérdida de relación a largo plazo entre ellas. En consecuencia, es necesario evaluar si una combinación lineal entre las series es estacionaria incluso cuando las series por separado son no estacionarias. En otras palabras, es necesario verificar si las series son cointegradas, porque de ser así la regresión de las series originales significaría estadísticas fiables.

1. Estimación de los modelos

a) Modelo 1

Este primer modelo, que recoge la idea presente en el modelo de Calvo y Guidotti (1990) sobre la gestión de la deuda pública, sugiere que la ampliación del plazo medio de vencimiento combinada con un nivel adecuado de indexación de la deuda pública constituye una buena estrategia para asegurar la credibilidad de la política económica y estabilizar, por lo tanto, la razón deuda pública/PIB. Así, en el modelo teórico considera una variable independiente relativa a la indexación de la deuda pública y otra relativa al plazo medio de vencimiento de la deuda pública. El modelo que se pondrá a prueba está dado por:

$$DEBGDP = f(\text{SELINDEX}, \text{EXCINDEX}, \text{PRCINDEX}, \text{AMPD}) \quad (1)$$

$$DEBGDP = \quad (2)$$

$$0,0251 + 0,2971\text{SELINDEX}(-6) + 0,1344\text{PRCINDEX}(-6) + 0,0747\text{EXCINDEX}(-6) + 0,0102\text{AMPD}(-6)$$

$$(0,5813) \quad (5,1122) \quad (0,9372) \quad (0,0747) \quad (6,9825)$$

$$R^2 = 0,7740$$

$$DW = 1,080979$$

$$n = 67$$

Prueba de correlación serial

| | | | |
|--------------------|----------|----------------------------|----------|
| Estadístico F | 9,548393 | Prob. F (2,60) | 0,000251 |
| Obs*R ² | 16,17619 | Prob. chi ² (2) | 0,000307 |

Prueba de heteroscedasticidad

| | | | |
|--------------------|----------|-----------------------------|----------|
| Estadístico F | 1,255561 | Prob. F (14,52) | 0,266603 |
| Obs*R ² | 16,92660 | Prob. chi ² (14) | 0,260110 |

Nota: los estadísticos *t* figuran entre paréntesis.

Aunque no es posible identificar *ex ante* los signos esperados para las relaciones con la indexación de la deuda pública, el signo esperado para el plazo medio de los vencimientos es $\partial f / \partial \text{AMPD} < 0$.

La prueba de cointegración propuesta por Johansen (1991) —basada en el significado de los valores Eigen calculados— indica que el estadístico de la traza rechaza la hipótesis de no cointegración a un nivel de significancia del 5%, pero no la hipótesis de que hay más que una relación de cointegración (cuadro A3). Como las series están cointegradas y, por lo tanto, existe una relación de equilibrio de largo plazo entre ellas, se puede calcular la ecuación (1) con las series originales sin que haya un resultado espurio.

Los resultados de la ecuación 2 indican que financiar la deuda pública con bonos indexados a los precios, a la tasa de interés y al tipo de cambio implica un aumento de la deuda pública. Contrariamente a lo que se preveía en el plano teórico, la ampliación del plazo medio de los vencimientos también aumenta la razón deuda pública/PIB.⁵

Como los grados de libertad son más que 20 y el nivel de significancia es de 0,05, se debe rechazar la hipótesis nula si los estadísticos *t* son más que 2 en los módulos. En ese caso, solo SELINDEX y AMPD son estadísticamente significativos. El R² indica que el 77% de la variación de la deuda pública puede explicarse por las variables presentes en el modelo. Además, el estadístico F indica rechazo de la hipótesis nula, ya que todos los coeficientes beta son iguales a cero a un

⁴ Todos los cuadros y gráficos cuya numeración lleva antepuesta una A figuran en el apéndice.

⁵ El número de rezagos en la ecuación se definió sobre la base del criterio de Schwarz.

nivel del 5%. Con respecto a verificar la correlación serial en los residuos, el coeficiente de Durbin-Watson (1,08) indica la presencia de autocorrelación positiva. Este resultado —la existencia de correlación serial— se confirmó mediante la prueba de Breusch-Godfrey. Para verificar la heteroscedasticidad de los residuos se realizó una prueba de White y se detectó presencia de heteroscedasticidad.

Debido a la presencia de autocorrelación y de heteroscedasticidad en la regresión, se volvió a calcular el modelo utilizando la matriz de Newey-West. La nueva regresión (ecuación 3) indica, una vez más, que los coeficientes SELINDEX y AMPD son estadísticamente significativos a un nivel de 0,05. En consecuencia, se observa que los datos empíricos no están en conformidad con el análisis teórico de Calvo y Guidotti (1990).

$$\begin{aligned}
 \text{DEBGDP} = & \hspace{20em} (3) \\
 & 0,0251 + 0,2971\text{SELINDEX}(-6) + 0,1344\text{PRICINDEX}(-6) + 0,0747\text{EXCINDEX}(-6) + 0,0102\text{AMPD}(-6) \\
 & (0,5806) \hspace{2em} (5,1589) \hspace{2em} (0,6905) \hspace{2em} (0,8189) \hspace{2em} (4,6120) \\
 & R^2 = 0,7740 \hspace{4em} \text{DW} = 1,080979 \hspace{4em} n = 67
 \end{aligned}$$

b) *Modelo 2*

En este modelo se toma en consideración el análisis elaborado por Giavazzi y Pagano (1990). Por lo tanto, las variables que se utilizan en la regresión son las siguientes: AMPD, SHP y el superávit primario (PS). Se utiliza el superávit primario porque representa una variable capaz de reducir la razón deuda pública/PIB. Dado que la prueba de Johansen indica que la hipótesis de no cointegración de las series se acepta al nivel de significancia del 0,05 (cuadro A3), el modelo empírico es el siguiente:

$$D(\text{DEBGDP}) = f(D(\text{AMPD}), D(\text{SHP}), D(\text{PS})) \hspace{2em} (4)$$

en el que los signos esperados para las relaciones y expresados en derivadas parciales son los siguientes: $\partial f/\partial D(\text{AMPD}) < 0$, $\partial f/\partial D(\text{SHP}) > 0$, $\partial f/\partial D(\text{PS}) < 0$.

El resultado indica que la ampliación del plazo medio de vencimiento de la deuda pública, la generación de superávit primario y el aumento de la concentración de títulos de deuda pública elevan la razón deuda pública/PIB. No obstante, aunque los resultados revelan que cualquier coeficiente tiene significación estadística, el estadístico F no es significativo, y el coeficiente de Durbin-Watson (2,5735) indica la presencia de autocorrelación negativa (ecuación 5). La prueba de Breusch-Godfrey confirma la presencia de autocorrelación a un nivel de confianza del 0,05. Además, la prueba de White revela el problema de heteroscedasticidad en la regresión.

$$\begin{aligned}
 D(\text{DEBGDP}) = & 0,0005 + 0,1530D(\text{SHP}) + 0,0024D(\text{PS}) + 0,0080D(\text{AMPD}) \hspace{2em} (5) \\
 & (0,2685) \hspace{2em} (1,2018) \hspace{2em} (0,6063) \hspace{2em} (0,7448) \\
 & R^2 = 0,0271 \hspace{4em} \text{DW} = 2,5735 \hspace{4em} n = 72
 \end{aligned}$$

| <i>Prueba de correlación serial</i> | | | |
|--------------------------------------|----------|----------------------------|----------|
| Estadístico F | 5,784035 | Prob. F (2,66) | 0,004846 |
| Obs*R ² | 10,73768 | Prob. chi ² (2) | 0,004660 |
| <i>Prueba de heteroscedasticidad</i> | | | |
| Estadístico F | 1,753743 | Prob. F (9,62) | 0,095738 |
| Obs*R ² | 14,61008 | Prob. chi ² (9) | 0,102219 |

Nota: los estadísticos *t* figuran entre paréntesis.

Sobre la base de los resultados aludidos más atrás relativos al modelo 2, nuevamente fue necesario corre-

gir el cálculo, utilizando la matriz de Newey-West. El resultado es el siguiente:

$$D(\text{DEBGDP}) = 0,0005 + 0,1530D(\text{SHP}) + 0,0024D(\text{PS}) + 0,0080D(\text{AMPD}) \quad (6)$$

(0,2685) (1,2018) (0,7448) (0,6063)

$$R^2 = 0,0271 \quad DW = 2,5735 \quad n = 72$$

Estos resultados no tienen significación estadística. Por lo tanto, no se puede considerar válido basarse en ellos para interpretar las implicaciones de este modelo para la gestión de la deuda pública en Brasil.

(AMPD) como una variable independiente. La prueba de Johansen indica que las series no están cointegradas (cuadro A3). Por lo tanto, en la regresión se consideraron las series en primera diferencia, es decir:

c) Modelo 3

En este modelo se incorpora la idea presente en los modelos de Missale, Giavazzi y Benigno (2002) y de Barro (2003). Aunque las motivaciones de estos últimos modelos son distintas, el resultado es el mismo: la ampliación de los plazos de vencimiento de la deuda pública constituye una buena estrategia para la gestión de dicha deuda. Con esa perspectiva, en la regresión se considera la razón deuda pública/PIB como una variable dependiente y el plazo medio de vencimiento de la deuda pública

$$D(\text{DEBGDP}) = f(D(\text{AMPD})), \partial f / \partial D(\text{AMPD}) < 0 \quad (7)$$

El resultado esperado es una relación negativa entre la ampliación de los plazos de vencimiento de la deuda pública y la relación deuda pública/PIB. El resultado indica la presencia de la relación negativa prevista, aunque ni los estadísticos *t* ni el estadístico *F* son significativos. Además, la estadística de Durbin-Watson, la prueba de Breusch-Godfrey y la prueba de White indican la presencia de heteroscedasticidad y de autocorrelación serial.

$$D(\text{DEBGDP}) = 0,0004 - 0,0005D(\text{AMPD}) \quad (8)$$

(0,2260) (-0,1907)

$$R^2 = 0,0005 \quad DW = 2,6476 \quad n = 72$$

| <i>Prueba de correlación serial</i> | | | |
|--------------------------------------|----------|----------------------------|----------|
| Estadístico F | 5,642419 | Prob. F (2,68) | 0,005406 |
| Obs*R ² | 10,24797 | Prob. chi ² (2) | 0,005952 |
| <i>Prueba de heteroscedasticidad</i> | | | |
| Estadístico F | 0,017126 | Prob. F (2,69) | 0,983024 |
| Obs*R ² | 0,035724 | Prob. chi ² (2) | 0,982296 |

Nota: los estadísticos *t* figuran entre paréntesis.

Con el propósito de atenuar el problema detectado de heteroscedasticidad y de autocorrelación serial,

se aplicó a la regresión la matriz de Newey-West. El resultado es el siguiente:

$$D(\text{DEBGDP}) = 0,004 - 0,0005D(\text{AMPD}) \quad (9)$$

(0,2731) (-0,1634)

$$R^2 = 0,0005 \quad DW = 2,6476 \quad n = 72$$

Este resultado indica que no es posible considerar solamente la estrategia de ampliación de los plazos de

vencimiento de la deuda pública para el análisis de la gestión de la deuda pública brasileña.

d) *Modelo 4*

Este modelo se basa en el análisis teórico realizado por Giavazzi y Missale (2004). En este enfoque, la composición de la deuda pública en términos de factores de indexación es esencial para la gestión de dicha deuda. Por lo tanto, un modelo empírico que tenga en cuenta esa perspectiva es dado por:

$$DEBGDP = F(\text{SELINDEX}, \text{EXCINDEX}, \text{PRCINDEX}) \quad (10)$$

$$DEBGDP = 0,2281 + 0,1976(\text{SELINDEX}) + 1,1189(\text{PRCINDEX}) + 0,4465(\text{EXCINDEX}) \quad (11)$$

(6,1190) (3,0961) (8,8699) (9,9757)

$$R^2 = 0,6498 \quad DW = 0,6404 \quad n = 73$$

Prueba de correlación serial

| | | | |
|--------------------|----------|----------------------------|----------|
| Estadístico F | 31,47047 | Prob. F (2,67) | 0,000000 |
| Obs*R ² | 35,35982 | Prob. chi ² (2) | 0,000000 |

Prueba de heteroscedasticidad

| | | | |
|--------------------|----------|----------------------------|----------|
| Estadístico F | 2,226087 | Prob. F (9,63) | 0,031566 |
| Obs*R ² | 17,61357 | Prob. chi ² (9) | 0,039931 |

Nota: los estadísticos *t* figuran entre paréntesis.

No obstante, tanto el estadístico de Durbin-Watson como la prueba de Breusch-Godfrey rechazan la hipótesis nula de que no existe autocorrelación serial. Con respecto a la heteroscedasticidad, la prueba de

White indica que no hay presencia de ella en los residuos. Al utilizar la matriz de West para corregir el problema de la autocorrelación en la regresión, el resultado es:

$$DEBGDP = 0,2281 + 0,1976(\text{SELINDEX}) + 1,1189(\text{PRCINDEX}) + 0,4465(\text{EXCINDEX}) \quad (12)$$

(3,1203) (1,6719) (6,5161) (5,8611)

$$R^2 = 0,6498 \quad DW = 0,6404 \quad n = 73$$

Sobre la base de los resultados de los cuatro modelos estimados, y considerando el R² como criterio para seleccionar el adecuado, se observa que el modelo 1 es el que mejor explica la gestión de la deuda pública en Brasil.

2. Efectos de la gestión de la deuda pública en la tasa de interés

El análisis efectuado en el apartado anterior indica que el modelo basado en la idea de Calvo y Guidotti (1990) es el adecuado para el caso de Brasil. Por lo tanto, es importante conocer los efectos de una estrategia de

gestión de la deuda pública basada en la ampliación del plazo de vencimiento de los títulos federales. Además, no se puede descuidar la estrategia anunciada a fines de 1999 que apuntaba a mejorar la composición del pasivo público mediante el aumento de la proporción de títulos a tasa fija e indexados a los precios y el decrecimiento de la proporción de títulos a tasa variable e indexados al tipo de cambio.

Además del argumento tradicional de Sargent y Wallace (1981) de que una deuda alta y un déficit elevado podrían suponer un aumento de la tasa de interés, la concentración de rescates no es adecuada debido al alto costo que tendría en caso de una crisis de

confianza. Incluso si no existe una demanda insuficiente de bonos del Estado, el ambiente adverso presiona hacia un aumento de la prima de riesgo. La idea es que un plazo medio de vencimiento de la deuda pública que sea corto (largo) puede estar asociado con una alta (baja) tasa de interés debido al alto (bajo) riesgo de incumplimiento.

La tasa de interés básica tiene una función fundamental en el análisis de la deuda pública brasileña. Entre febrero del 2000 y junio del 2005 el promedio de los bonos públicos federales indexados a esa tasa fue del 57%. En ese período la economía brasileña sufrió varias perturbaciones (inestabilidad de la bolsa de los Estados Unidos, pérdidas de las empresas estadounidenses, la crisis en Argentina y el episodio especulativo durante la elección presidencial, entre otros) que hicieron que en la mayoría de los casos no se pudiese alcanzar los objetivos en materia de inflación (los logros solo fueron satisfactorios en el 2000 y el 2004). En consecuencia, el Tesoro Nacional se vio obligado a reducir el plazo medio de vencimiento de la deuda pública y a pagar una prima de riesgo compatible con la exigencia del mercado. El período reciente, por lo tanto, se ha caracterizado por cierta rigidez para disminuir la tasa de interés de corto plazo.

Aunque en la literatura sobre gestión de la deuda pública normalmente se sugiere que la ampliación del plazo medio de vencimiento de la deuda es una medida adecuada, se reconoce que en las economías carentes de credibilidad esta solo se puede aplicar a expensas de un aumento de la tasa de interés. En este sentido, conviene verificar si la estrategia adoptada por el Gobierno de Brasil en noviembre de 1999 influyó en el comportamiento de la tasa de interés básica. Para evaluar los efectos de la mencionada estrategia se ha realizado una autorregresión vectorial, a partir de datos mensuales (desde febrero del 2000 hasta junio del 2005) recopilados por la Secretaría del Tesoro Nacional y el Banco Central del Brasil que se refieren al plazo medio de vencimiento de la deuda pública (AMPD), la tasa de interés básico (SELIC), la proporción de títulos indexados a SELIC (DEBINDEX) y la razón deuda pública/PIB (DEBGDP).

Sobre la base de las pruebas de raíz unitaria (de Dickey-Fuller aumentada y de Phillips-Perron) y el análisis de correlograma de las series, las series no estacionarias fueron diferenciadas en la forma habitual (cuadro A4 y gráfico A1). El orden de la autorregresión vectorial se eligió a partir de los criterios de Schwarz y Hannan-Quinn (cuadro A5). Se observó que el mejor modelo es uno con dos rezagos. Conforme a los resultados de la prueba de causalidad de Granger (cuadro A6), el orden adecuado

de las series en la autorregresión vectorial está dado por las variables DEBINDEX, DEBGDP, AMPD y SELIC.

Como los datos utilizados son mensuales, en el cuadro 1 figura la descomposición de la varianza durante los primeros 12 meses. Se considera el mismo período para el análisis de impulso-respuesta (gráfico 4). Según el cuadro 1, la principal variable para explicar la varianza de DEBINDEX es SELIC. Además, el efecto de DEBINDEX, DEBGDP y AMPD no se puede considerar insignificante. Con respecto al análisis de impulso-respuesta se observa que un aumento de DEBGDP y SELIC contribuye a un incremento duradero de DEBINDEX. Por otra parte, un aumento de AMPD permite reducir la indexación de la deuda. Este resultado sugiere que la ampliación del plazo medio de vencimiento de la deuda obedece a consideraciones de credibilidad por las cuales el público reduce la exigencia de una alta indexación de la deuda pública a la tasa de interés.

Con respecto a DEBGDP, se observa que la deuda pública desempeña una función fundamental en su comportamiento. Junto a ello, la indexación es pertinente en la descomposición de la varianza y permite promover una disminución de la deuda. Es necesario aclarar este resultado. Como señalaron Calvo y Guidotti (1990), la indexación es una estrategia útil para reducir la deuda pública. Sin embargo, utilizar la tasa de interés como índice principal no es una buena opción, porque cuando hay falta de credibilidad el aumento de la indexación supone una reducción del plazo de vencimiento de la deuda. Además, solo tiene efectos positivos de corto plazo porque el costo del servicio de la deuda pública se materializa a medida que pasa el tiempo.

Aunque la descomposición de la varianza indica que ni AMPD ni SELIC pesan en la varianza de la deuda, el análisis de impulso-respuesta contiene datos que no se deben desestimar. Un aumento de AMPD contribuye a disminuir la deuda pública, mientras que un aumento de la tasa de interés promueve un incremento de la deuda a partir del sexto mes. Por lo tanto, la combinación de la ampliación del plazo de vencimiento de la deuda pública con una tasa de interés más baja puede estimular una reducción de la deuda.

El análisis de AMPD revela que el plazo medio de vencimiento es la variable que más influye en la varianza y que la ampliación de ese plazo no se elimina con el tiempo. Aunque DEBGDP tiene escasa significación en la varianza de AMPD, como se preveía en el plano teórico, un aumento de DEBGDP tiende a disminuir el plazo medio de vencimiento de la deuda pública. La importancia relativa de las variables DEBINDEX y SELIC

CUADRO 1

Brasil: descomposición de la varianza

| Meses | DEBINDEX | | | | DEBGDP | | | |
|-------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| | DEBINDEX | DEBGDP | AMPD | SELIC | DEBINDEX | DEBGDP | AMPD | SELIC |
| 1 | 100,0000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,000000 | 21,24768 | 78,75232 | 0,000000 | 0,000000 |
| 2 | 96,12370 | 0,548506 | 0,070362 | 3,257435 | 20,35500 | 77,37194 | 1,044210 | 1,228842 |
| 3 | 88,75164 | 1,938671 | 0,137191 | 9,172497 | 22,19732 | 74,39889 | 1,775024 | 1,628759 |
| 4 | 79,61383 | 3,934707 | 0,341600 | 16,10987 | 23,61782 | 71,97437 | 2,629931 | 1,777879 |
| 5 | 70,08112 | 6,494912 | 0,744171 | 22,67980 | 25,11833 | 69,89977 | 3,363887 | 1,618018 |
| 6 | 61,21069 | 9,376426 | 1,400784 | 28,01210 | 26,39971 | 68,09051 | 4,025889 | 1,483891 |
| 7 | 53,49525 | 12,40537 | 2,322360 | 31,77702 | 27,43824 | 66,29889 | 4,597992 | 1,664886 |
| 8 | 47,10612 | 15,40752 | 3,485837 | 34,00053 | 28,18081 | 64,38233 | 5,092001 | 2,344862 |
| 9 | 42,00308 | 18,24619 | 4,839272 | 34,91146 | 28,64143 | 62,30412 | 5,518081 | 3,536366 |
| 10 | 38,04516 | 20,81708 | 6,314428 | 34,82334 | 28,87721 | 60,13637 | 5,894771 | 5,091652 |
| 11 | 35,05080 | 23,05355 | 7,838196 | 34,05745 | 28,97471 | 58,00493 | 6,243172 | 6,777184 |
| 12 | 32,83436 | 24,92520 | 9,343047 | 32,89738 | 29,02146 | 56,03551 | 6,583174 | 8,359860 |

| Meses | AMPD | | | | SELIC | | | |
|-------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| | DEBINDEX | DEBGDP | AMPD | SELIC | DEBINDEX | DEBGDP | AMPD | SELIC |
| 1 | 0,045657 | 0,192932 | 99,76141 | 0,000000 | 3,801453 | 0,009787 | 0,790343 | 95,39842 |
| 2 | 0,778571 | 2,248934 | 96,67985 | 0,292648 | 2,178402 | 0,017220 | 0,469151 | 97,33523 |
| 3 | 2,060256 | 2,107929 | 95,28145 | 0,550367 | 1,268569 | 0,149315 | 0,241378 | 98,34074 |
| 4 | 2,682422 | 2,648740 | 93,80588 | 0,862955 | 0,769177 | 0,417978 | 0,157037 | 98,65581 |
| 5 | 3,267876 | 3,142126 | 92,55247 | 1,037530 | 0,567184 | 0,847052 | 0,259898 | 98,32587 |
| 6 | 3,628730 | 3,823221 | 91,44420 | 1,103845 | 0,641838 | 1,432912 | 0,583220 | 97,34203 |
| 7 | 3,855810 | 4,582652 | 90,47320 | 1,088343 | 0,991108 | 2,160451 | 1,146940 | 95,70150 |
| 8 | 3,965667 | 5,414534 | 89,57918 | 1,040623 | 1,603879 | 2,992243 | 1,948685 | 93,45519 |
| 9 | 3,996434 | 6,274359 | 88,73238 | 0,996830 | 2,443098 | 3,868523 | 2,952911 | 90,73547 |
| 10 | 3,975144 | 7,133281 | 87,91835 | 0,973226 | 3,436800 | 4,712257 | 4,086191 | 87,76475 |
| 11 | 3,924048 | 7,965808 | 87,14221 | 0,967930 | 4,483481 | 5,444579 | 5,245283 | 84,82666 |
| 12 | 3,858583 | 8,756080 | 86,41586 | 0,969480 | 5,472444 | 6,005445 | 6,319608 | 82,20250 |

Fuente: cálculo de los autores.

en la varianza de AMPD, como sucede en el análisis de impulso-respuesta, indica que los efectos de las perturbaciones externas sobre esas variables no tienen significación estadística.

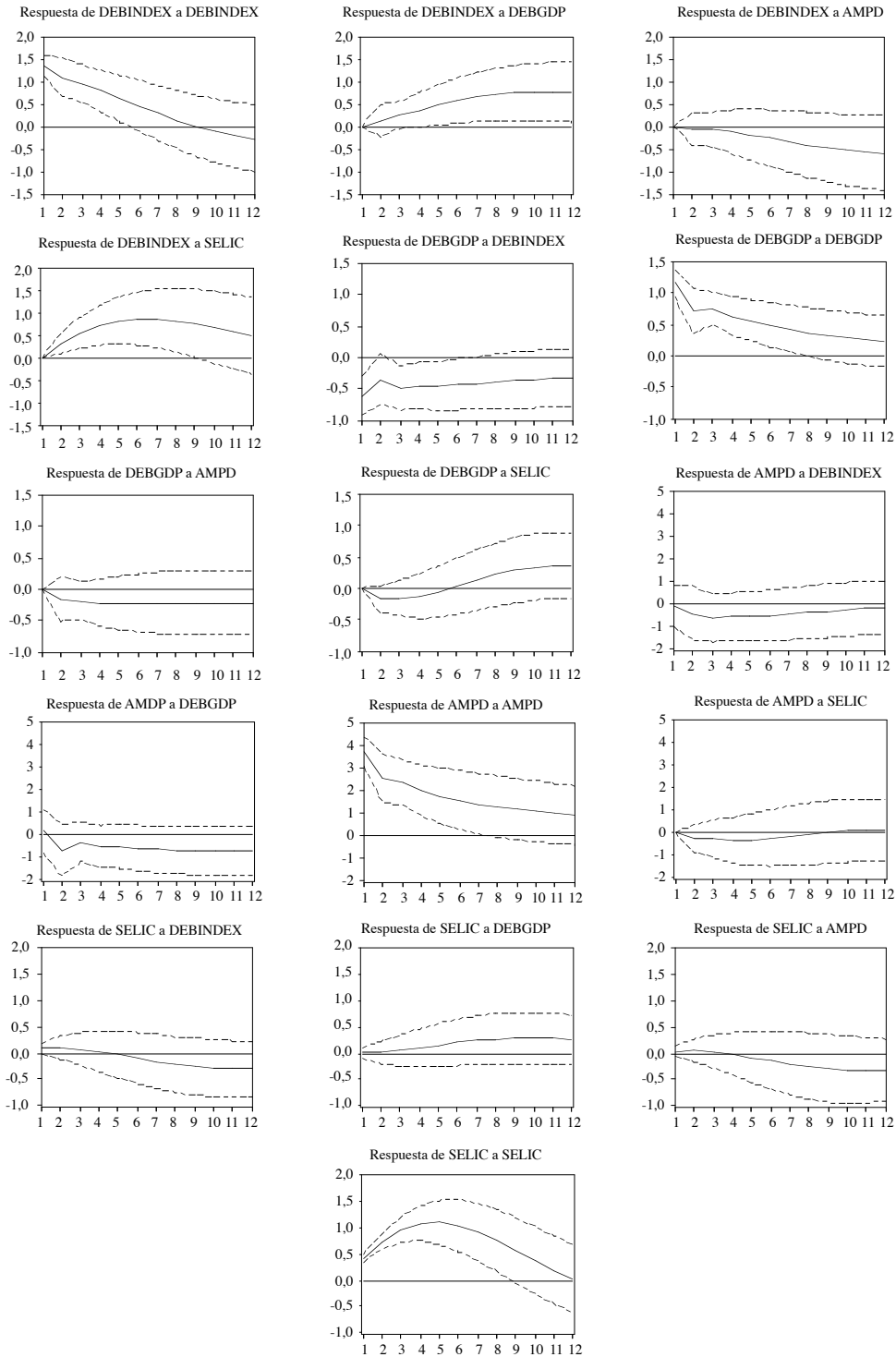
Con respecto a la varianza de SELIC, la variable principal es la propia SELIC; las otras variables en su conjunto explican aproximadamente el 18% de dicha varianza. El análisis de impulso-respuesta revela que una perturbación transmitida por DEBINDEX implica una

disminución de la tasa de interés después del quinto mes. En forma análoga, una perturbación transmitida por AMPD contribuye después del quinto mes a una disminución permanente de SELIC. Estos resultados confirman la idea de que una gestión de la deuda pública dirigida a reducir la cuantía de esta deuda y a ampliar su plazo medio de vencimiento contribuye a disminuir la tasa de interés básica. Las perturbaciones transmitidas por SELIC a sí misma desaparecen después de 12 meses.

GRÁFICO 4

Brasil: impulso-respuesta

Respuesta basada en la descomposición Cholesky a innovaciones de una desviación estándar, con un nivel de confianza del 95%



Fuente: cálculo de los autores.

V

Conclusiones

De la información empírica se desprende que Brasil adoptó una estrategia de gestión de la deuda pública basada en la recomendación de Calvo y Guidotti (1990). Se observó que el plazo medio de vencimiento de la deuda pública y el saldo de dicha deuda son importantes para determinar el volumen de títulos indexados a SELIC. Se desprende también de los resultados que el plazo medio de vencimiento de la deuda pública, así como la proporción de títulos indexados a SELIC y la relación neta deuda pública/PIB, cumplen una función importante en la determinación de la tasa de interés básica brasileña.

Otro hecho destacable es que aunque la indexación disminuye la relación deuda/PIB, esa estrategia no es adecuada para una economía cuya credibilidad es insuficiente debido al alto costo del servicio de la deuda pública. En consecuencia, no se puede prescindir del esfuerzo del gobierno por ampliar el plazo medio de vencimiento de la deuda pública y atenuar efectos perniciosos en la tasa de interés. Por lo demás, puesto que en la economía brasileña la tasa de interés ha sido muy alta y el plazo de vencimiento de la deuda pública es corto, los posibles beneficios de la estrategia de generar superávit primarios todavía no bastan para mostrar buenos resultados.

La estrategia de ampliar el plazo medio de vencimiento de la deuda pública de Brasil anunciada por el gobierno a fines de 1999 es correcta. No obstante, como

señalan Wolswijk y de Haan (2005, p. 19), *ese nuevo contexto requiere una adaptación de las estrategias. Consideraciones muy prácticas con respecto al coste y a los riesgos continúan dominando los objetivos adoptados, más que los impuestos o la estabilización del déficit que sugiere la bibliografía académica.* Por su parte, Sargent y Wallace (1981) indican que una economía que no tiene credibilidad suficiente para neutralizar las perturbaciones y que exhibe una elevada razón deuda pública/PIB puede generar una tasa de interés real más alta que la tasa de crecimiento económico. Ese resultado está en consonancia con lo expresado por Calvo y Guidotti (1990), quienes ponen de relieve que la estrategia de ampliar el plazo de vencimiento de la deuda pública en economías cuya razón deuda pública/PIB es superior al 50% implica un alto costo debido al aumento de la tasa de interés.

Cabe subrayar aquí que la deuda a tasa fija evita el pago de cuantiosos intereses cuando la tasa SELIC se eleva durante una crisis o reacciona ante los efectos adversos de perturbaciones de la oferta (Giavazzi y Missale, 2004). No obstante, en una economía como la brasileña, donde el plazo de vencimiento de los bonos de tasa fija sigue siendo relativamente corto, el beneficio de una caída de las tasas de interés es irrelevante. Se refuerza así la idea de que es necesario reducir la proporción de la deuda pública indexada a la tasa de interés y aumentar, por ejemplo, la proporción indexada a la inflación.

APÉNDICE

CUADRO A1

Prueba de Dickey-Fuller aumentada^a

| Series | Rezagos | Prueba | Valores críticos a nivel de 1% | Valores críticos a nivel de 5% |
|--------------|---------|----------|--------------------------------|--------------------------------|
| EXCINDEX | 0 | -1,5303 | -2,5974 | -1,9453 |
| D(EXCINDEX) | 0 | -6,7300 | -2,5979 | -1,9454 |
| SHP | 1 | -2,6615 | -3,5256 | -2,9029 |
| D(SHP) | 0 | -5,2898 | -2,5979 | -1,9454 |
| DEBGDP | 1 | 0,1151 | -2,5979 | -1,9454 |
| D(DEBGDP) | 0 | -11,8064 | -2,5979 | -1,9454 |
| INDEX | 3 | -0,7176 | -2,5989 | -1,9455 |
| D(INDEX) | 2 | -2,7292 | -2,5989 | -1,9455 |
| PS | 0 | 0,8879 | -2,5974 | -1,9453 |
| D(PS) | 0 | -8,2902 | -2,5979 | -1,9454 |
| AMPD | 1 | 0,0480 | -2,5979 | -1,9454 |
| D(AMPD) | 0 | -6,2564 | -2,5979 | -1,9454 |
| PRICINDEX | 0 | 1,9278 | -2,5974 | -1,9453 |
| D(PRICINDEX) | 0 | -8,4058 | -3,5256 | -2,9029 |
| SELINDEX | 0 | -0,4879 | -2,5974 | -1,9453 |
| D(SELINDEX) | 0 | -7,6033 | -2,5979 | -1,9454 |
| FRS | 3 | 0,3476 | -2,5989 | -1,9455 |
| D(FRS) | 7 | -4,0700 | -4,1079 | -3,4815 |

Fuente: elaboración propia.

^a La elección final de rezagos se realizó partiendo del criterio de Schwarz. No se utilizó constante ni tendencia temporal para las series D(DEBGDP), DEBGDP, D(SHP), D(EXCINDEX), EXCINDEX, D(PS), PS, D(SELINDEX), SELINDEX, PRICINDEX, D(PRICINDEX), INDEX, D(INDEX), AMPD, D(AMPD) y FRS. Se utilizó constante para la serie SHP. Se utilizó constante y tendencia temporal para la serie D(FRS).

CUADRO A2

Prueba de Phillips-Perron^a

| Series | Desfases | Prueba | Valores críticos al 1% | Valores críticos al 5% |
|--------------|----------|----------|------------------------|------------------------|
| EXCINDEX | 4 | -1,3393 | -2,5974 | -1,9453 |
| D(EXCINDEX) | 3 | -6,7357 | -2,5979 | -1,9454 |
| SHP | 4 | -0,9566 | -2,5974 | -1,9453 |
| D(SHP) | 2 | -5,2984 | -2,5979 | -1,9454 |
| DEBGDP | 1 | -1,9423 | -3,5242 | -2,9023 |
| D(DEBGDP) | 0 | -11,8064 | -2,5979 | -1,9454 |
| INDEX | 5 | -1,3002 | -2,5974 | -1,9453 |
| D(INDEX) | 5 | -8,5988 | -2,5979 | -1,9454 |
| PS | 2 | 0,9238 | -2,5974 | -1,9453 |
| D(PS) | 3 | -8,2913 | -2,5979 | -1,9454 |
| AMPD | 0 | -1,8567 | -4,0906 | -3,4734 |
| D(AMPD) | 3 | -6,2913 | -2,5979 | -1,9454 |
| FRS | 6 | 1,2483 | -2,5974 | -1,9453 |
| D(FRS) | 6 | -7,9343 | -2,5979 | -1,9454 |
| PRICINDEX | 2 | 2,0541 | -2,5974 | -1,9453 |
| D(PRICINDEX) | 2 | -8,4084 | -3,5256 | -2,9029 |
| SELINDEX | 3 | -0,4753 | -2,5974 | -1,9453 |
| D(SELINDEX) | 3 | -7,5926 | -2,5979 | -1,9454 |

Fuente: elaboración propia.

^a El rezago corresponde al rezago truncado elegido para el núcleo (*kernel*) de Bartlett. No se utilizó constante ni tendencia temporal para las series D(DEBGDP), SHP, D(SHP), D(EXCINDEX), EXCINDEX, D(PS), PS, D(SELINDEX), SELINDEX, PRICINDEX, INDEX, D(INDEX), D(AMPD), FRS y DFRS. Se utilizó constante para las series DEBGDP y D(PRICINDEX). Se utilizó constante y tendencia temporal para la serie AMPD.

CUADRO A3

Prueba de cointegración de Johansen

| Nº de relaciones probadas | Valores Eigen | Estadístico de la traza | Valor crítico al nivel de 5% | Probabilidad ^a |
|---------------------------|---------------|-------------------------|------------------------------|---------------------------|
| <i>Modelo 1</i> | | | | |
| Ninguna ^b | 0,431613 | 90,13385 | 69,81889 | 0,0005 |
| A lo más 1 ^b | 0,267025 | 49,45724 | 47,85613 | 0,0351 |
| A lo más 2 | 0,215673 | 27,09088 | 29,79707 | 0,0994 |
| A lo más 3 | 0,109833 | 9,600017 | 15,49471 | 0,3128 |
| A lo más 4 | 0,016844 | 1,223073 | 3,841466 | 0,2688 |
| <i>Modelo 2</i> | | | | |
| Ninguna | 0,289991 | 46,48516 | 47,85613 | 0,0669 |
| A lo más 1 | 0,166373 | 21,82680 | 29,79707 | 0,3082 |
| A lo más 2 | 0,111015 | 8,724999 | 15,49471 | 0,3914 |
| A lo más 3 | 0,003500 | 0,252436 | 3,841466 | 0,6154 |
| <i>Modelo 3</i> | | | | |
| Ninguna | 0,184701 | 16,46270 | 20,26184 | 0,1539 |
| A lo más 1 | 0,024151 | 1,760242 | 9,164546 | 0,8248 |
| <i>Modelo 4</i> | | | | |
| Ninguna ^b | 0,306547 | 56,78593 | 47,85613 | 0,0058 |
| A lo más 1 ^b | 0,231001 | 30,42871 | 29,79707 | 0,0422 |
| A lo más 2 | 0,138665 | 11,51680 | 15,49471 | 0,1816 |
| A lo más 3 | 0,010627 | 0,769249 | 3,841466 | 0,3804 |

Fuente: cálculos de los autores, utilizando la prueba de cointegración de Johansen.

^a Valores *p* de MacKinnon, Haug y Michelis (1999).

^b Indica rechazo de la hipótesis al nivel de 0,05.

CUADRO A4

Pruebas de raíz unitaria (Dickey-Fuller aumentada y Phillips-Perron)
(Autorregresión vectorial)

| Series | Dickey-Fuller aumentada ^a | | | | Phillips-Perron ^b | | | |
|------------|--------------------------------------|------------|---------------------|---------------------|------------------------------|-----------|---------------------|---------------------|
| | Desfase | Prueba | Valores críticos 1% | Valores críticos 5% | Desfase | Prueba | Valores críticos 1% | Valores críticos 5% |
| AMPD | 0 | -0,333129 | -2,601596 | -1,945987 | 1 | -4,3922 | -4,107947 | -3,481595 |
| D(AMPD) | 0 | -6,932854 | -2,602185 | -1,946072 | | | | |
| SELIC | 1 | -3,420096 | -3,538362 | -2,908420 | 5 | -0,236942 | -2,601596 | -1,945987 |
| D(SELIC) | | | | | 3 | -2,774981 | -2,602185 | -1,946072 |
| DINVINDE | 0 | -0,333129 | -2,601596 | -1,945987 | 3 | -0,322813 | -2,601596 | -1,945987 |
| D(DIVINDE) | 0 | -6,932854 | -2,602185 | -1,946072 | 3 | -6,904872 | -2,602185 | -1,946072 |
| DEBGDP | 1 | 0,075217 | -2,602185 | -1,946072 | 1 | 0,040130 | -2,601596 | -1,945987 |
| D(DEBGDP) | 0 | -10,720960 | -2,602185 | -1,946072 | 2 | -10,55005 | -2,602185 | -1,946072 |

Fuente: elaboración propia.

^a La elección final de rezagos se realizó partiendo del criterio de Schwarz. No se utilizó constante ni tendencia temporal para las series, excepto SELIC, donde se utilizó constante.

^b El rezago corresponde al rezago truncado elegido para el núcleo (*kernel*) de Bartlett. No se utilizó constante ni tendencia temporal para las series, excepto para AMPD, donde se utilizó constante y tendencia temporal.

CUADRO A5

Criterios de información de Schwarz y de Hannan-Quinn para la autorregresión vectorial

| Autorregresión vectorial | Con constante | | Sin constante | |
|--------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | Orden | Schwartz | H-Q | Schwartz |
| 0 | 22,43041 | 22,34540 | | |
| 1 | 15,18016 | 14,75511 | 15,18027 | 14,84023 |
| 2 | 14,89359 ^a | 14,12851 ^a | 14,75558 ^a | 14,07551 ^a |
| 3 | 15,42656 | 14,32144 | 15,35733 | 14,33722 |
| 4 | 15,90623 | 14,46108 | 16,02932 | 14,66918 |
| 5 | 16,47140 | 14,68622 | 16,53693 | 14,83675 |

Fuente: cálculos de los autores sobre la base de los criterios de Schwarz y Hannan-Quinn.

^a Indica el orden de rezagos seleccionado por el criterio correspondiente.

CUADRO A6

Prueba de causalidad de Granger^a

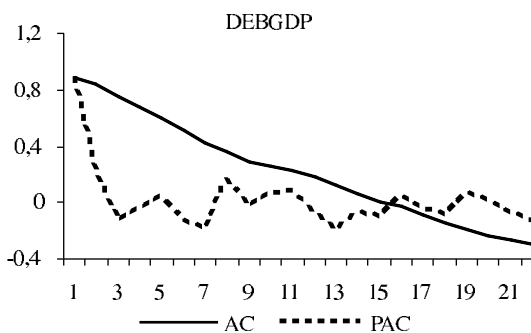
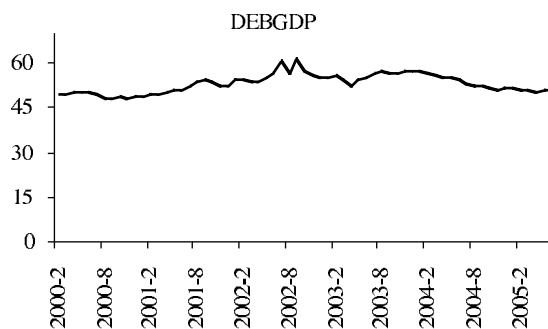
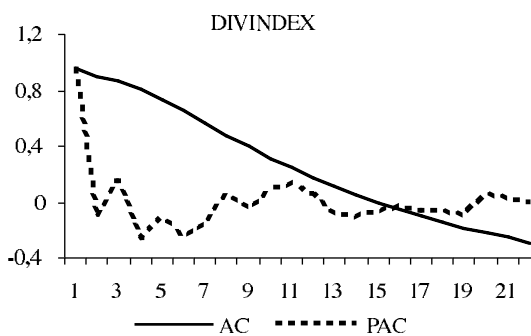
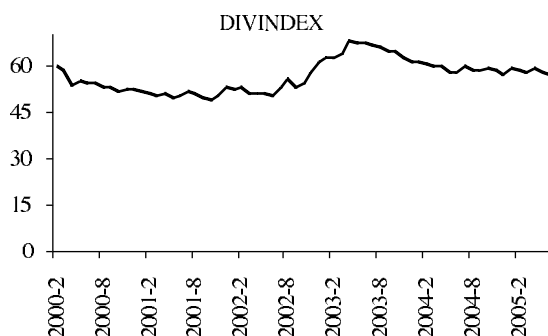
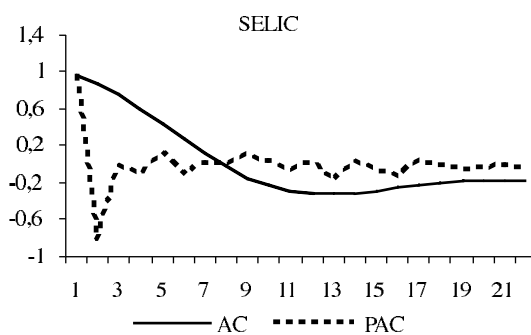
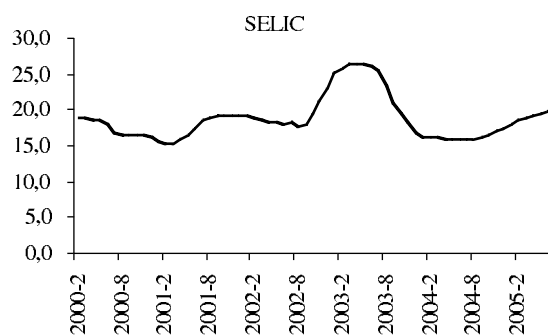
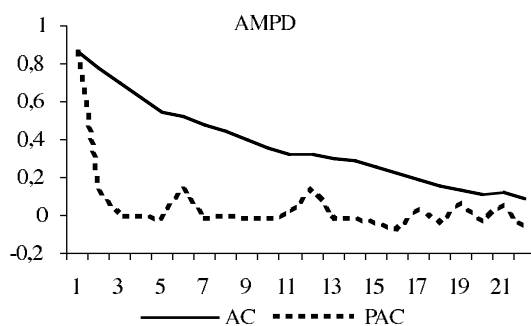
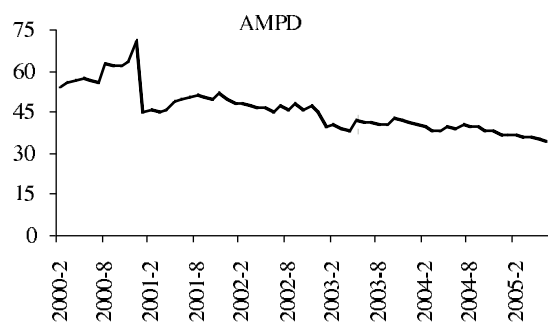
| Autorregresión vectorial (2) | | | | |
|------------------------------|---------------------|---------------|--------------|--|
| Hipótesis nula | Nº de observaciones | Estadístico F | Probabilidad | |
| DSELIC no causa DAMPD | 62 | 0,15207 | 0,85927 | |
| DAMPD no causa DSELIC | | 0,40028 | 0,67200 | |
| DDIVINDEX no causa DAMPD | 62 | 0,55802 | 0,57544 | |
| DAMPD no causa DDIVINDEX | | 0,03362 | 0,96696 | |
| DDEBGDP no causa DAMPD | 62 | 1,02862 | 0,36404 | |
| DAMPD no causa DDEBGDP | | 0,16018 | 0,85237 | |
| DDIVINDEX no causa DSELIC | 62 | 0,74929 | 0,47730 | |
| DSELIC no causa DDIVINDEX | | 7,63111 | 0,00116 | |
| DDEBGDP no causa DSELIC | 62 | 2,82503 | 0,06763 | |
| DSELIC no causa DDEBGDP | | 1,20975 | 0,30581 | |
| DDEBGDP no causa DDIVINDEX | 62 | 0,86605 | 0,42607 | |
| DDIVINDEX no causa DDEBGDP | | 2,41721 | 0,09826 | |

Fuente: cálculos de los autores.

^a En este cuadro se habla de "causar" en el sentido que le da Granger.

GRÁFICO A1

Evolución y correlograma de las series^a



Fuente: Secretaría del Tesoro Nacional de Brasil y Banco Central del Brasil.

^a AC= autocorrelación. PAC= autocorrelación parcial. Las cifras 1 a 21 indican número de rezagos. En las ordenadas se registran los valores de la autocorrelación y de la autocorrelación parcial.

Bibliografía

- Barro, R.J. (2003): Optimal management of indexed and nominal debt, *Annals of Economics and Finance*, N° 4, Beijing, Central University of Finance and Economics.
- Calvo, G. y P. Guidotti (1990): Indexation and maturity of government bonds: an exploratory model, en R. Dornbusch y M. Draghi (comps.), *Public Debt Management: Theory and History*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Dornbusch, R. y M. Draghi (1990): *Public Debt Management: Theory and History*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Giavazzi, F. y M. Pagano (1990): Confidence crises and public debt management, en R. Dornbusch y M. Draghi (comps.), *Public Debt Management: Theory and History*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Giavazzi, F. y A. Missale (2004): *Public Debt Management in Brazil*, NBER Working Paper, N° 10394, Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research.
- Johansen, S. (1991): Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models, *Econometrica*, vol. 59, N° 6, Nueva York, The Econometric Society.
- (1995): *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Nueva York, Oxford University Press.
- MacKinnon, J.G., A.A. Haug y L. Michelis (1999): Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 14, N° 5, Hoboken, John Wiley & Sons.
- Missale, A., F. Giavazzi y P. Benigno (2002): How is debt managed? Learning from fiscal stabilization, *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 104, N° 3, Oxford, Reino Unido, Blackwell Publishing.
- Newey, W. y K. West (1987): A simple positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix, *Econometrica*, vol. 55, N° 3, Nueva York, The Econometric Society.
- Sargent, T.J. y N. Wallace (1981): Some unpleasant monetarist arithmetic, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Minneapolis, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Wolswijk, G. y J. de Haan (2005): *Government Debt Management in the Euro Area: Recent Theoretical Developments and Changes in Practices*, Occasional Paper Series, N° 25, Frankfurt, Banco Central Europeo, marzo.