

PALABRAS CLAVE

Política fiscal
Producto interno bruto
Inversiones
Política monetaria
Deuda pública
Tasas de interés
Modelos matemáticos
Brasil

Brasil: mecanismos de transmisión de la política fiscal.

Una investigación empírica

Tito Belchior Silva Moreira

El objetivo de este trabajo es determinar empíricamente si la relación entre la deuda y el producto interno bruto (PIB) generó efectos en variables reales y nominales como la demanda de moneda, la tasa de interés nominal, la inversión y la brecha del producto en el período de enero de 1995 a marzo de 2008. Específicamente, se procura determinar los canales de transmisión de la política fiscal y establecer si esta fue activa o pasiva en ese período. Se concluye que existen pruebas empíricas de que la política fiscal fue activa y la política monetaria pasiva, elementos que caracterizan a un modelo no ricardiano.

Tito Belchior Silva Moreira
Profesor e Investigador del
Departamento de Economía
Universidad Católica de Brasília

✉ tito@pos.uch.br

I

Introducción

Habida cuenta de los déficits nominales registrados en las últimas décadas, desde 1999 las autoridades del Brasil adoptaron un régimen de metas inflacionarias en ambiente de desequilibrio fiscal. A pesar de los sucesivos superávits primarios alcanzados en los últimos años y de una relativa estabilidad de la relación entre la deuda y el PIB, la situación fiscal del país todavía es preocupante, sobre todo si se considera la trayectoria ascendente de la relación entre la deuda y el PIB después de la reciente crisis financiera mundial (crisis de las hipotecas de alto riesgo). En 2009, la recaudación federal registró una disminución real de 3,05% y el PIB una reducción de 0,2%. A su vez, los gastos de la Unión aumentaron un 12,51% con respecto a 2008, mientras que su deuda líquida creció del 23,44% del PIB en 2008 al 28,88% del PIB en 2009.¹

Las elevadas tasas de interés utilizadas por el Banco Central del Brasil para alcanzar las metas inflacionarias contribuyen a que el valor relativo al pago del servicio de la deuda sea superior al superávit primario. A pesar de la reducción de la tasa del Sistema Especial de Liquidación y Custodia (SELIC) en 2009, el Brasil todavía presenta una de las tasas de interés reales más elevadas del mundo. El crecimiento constante del déficit nominal y, en consecuencia, de la deuda pública, combinado con elevados pasivos de corto plazo y altas tasas de interés, hace que el desequilibrio fiscal sea muy preocupante.²

El argumento de que la política fiscal brasileña afecta en cierta medida a la política monetaria parece tener fundamento y cuenta con el consenso de una parte de los economistas. En ese contexto parece tener sentido la consideración de variables fiscales en la formulación de un modelo de política monetaria óptima del Banco Central.

No obstante, de utilizarse variables fiscales en la regla óptima de política monetaria se estaría admitiendo que la política fiscal aplicada en la economía brasileña limita los resultados y el alcance de la política monetaria, la que en consecuencia sería poco o nada eficaz. Al asumir

que el Banco Central del Brasil debe tener en cuenta la restricción fiscal en su regla monetaria, se admite implícitamente que la política monetaria no es activa o que la política fiscal no es pasiva, o ambas cosas.

Generalmente, en los modelos de política monetaria óptima se supone que la política fiscal está dada y no depende de la política monetaria actual y futura. Eso significa que la autoridad responsable de la política fiscal elige una tasa de tributación de modo que la deuda pública sea solvente desde el punto de vista intertemporal.³ La hipótesis de equivalencia ricardiana es válida y, en ese marco, la política monetaria es activa y la política fiscal pasiva. En caso de dominancia fiscal, la política monetaria será pasiva y la política fiscal activa.

De acuerdo con Leeper (1991), la distinción entre una política activa y una pasiva se basa en que en la primera no solo se tiene en cuenta el comportamiento previo o actual de determinadas variables (política pasiva), sino también el comportamiento esperado de ciertas variables en un período futuro dado. Una política activa no está limitada por las condiciones actuales, sino que permite el establecimiento de una regla de decisión que dependa de variables pasadas, actuales o futuras. Una política o una autoridad (fiscal o monetaria) pasiva está limitada por las decisiones de optimización del consumidor y por las acciones de la autoridad activa. Por ejemplo, si la política fiscal es pasiva, la regla de decisión de la autoridad fiscal dependerá necesariamente de la deuda pública previa o actual.

Blanchard (2004) sostiene que la discusión acerca de la dominancia de la política fiscal sobre la monetaria no es nueva y abarca desde la moderna literatura de Sargent y Wallace (1981), según el ejemplo de “Some unpleasant monetarist arithmetic”, hasta la teoría fiscal del nivel de precios (TFNP) de Woodford (2003).⁴ En ese sentido, se destaca el renovado interés en la discusión sobre coordinación e interacción entre las políticas monetaria y fiscal.

El punto principal de la línea de investigación de la TFNP consiste en que el valor actual de la restricción

¹ Datos de la evaluación de cuentas del gobierno correspondientes al ejercicio de 2009 por el Tribunal de Cuentas de la Unión.

² Souza, Moreira y Albuquerque (2007) analizan la solvencia a largo plazo de la deuda pública brasileña desde enero de 1995 a julio de 2004 y muestran que esta no es solvente cuando no se considera el señoreaje como fuente de ingresos.

³ Eso significa, grosso modo, que la política fiscal es pasiva.

⁴ Véanse los trabajos de Loyo (1999) sobre una aplicación de la teoría de Woodford al caso del Brasil, y Sala (2004) sobre la teoría fiscal del nivel de precios.

presupuestaria del gobierno y la política fiscal son factores decisivos en la determinación del nivel de precios.⁵

Ese argumento se opone a la teoría tradicional de determinación de los precios, según la cual la masa monetaria, y por ende la autoridad monetaria, es el único factor determinante del nivel de precios. Además, la política fiscal, en forma explícita o implícita, ajusta pasivamente el superávit primario para

⁵ Ese régimen es denominado por Woodford (1995) “determinación no ricardiana de los precios”.

garantizar la solvencia del gobierno cualquiera sea el nivel de precios.

La propuesta principal de este trabajo consiste en determinar empíricamente, sobre la base de modelos no ricardianos, si las políticas fiscales produjeron efectos en variables reales y nominales como la demanda de moneda, la tasa de interés nominal, la inversión y la brecha del producto durante el período que va desde enero de 1995 a marzo de 2008. Específicamente, el propósito es evaluar los efectos de la relación entre la deuda y el PIB en todas las variables mencionadas, determinar los canales de transmisión de la política fiscal y establecer si esta fue activa o pasiva en el período analizado.

II

Algunos aspectos metodológicos

A continuación se detallan las variables y la respectiva nomenclatura adoptadas en este trabajo (entre paréntesis): medio de pago (*M*); PIB nominal (*Y*); tasa de interés nominal-porcentaje (*R*); inversión o formación bruta de capital fijo (*I*); deflactor implícito del PIB (*P*); tipo de cambio nominal (*E*); tipo de cambio efectivo real (*e*); superávit primario (*SP*); tasa de inflación (π). El ingreso directo del gobierno federal, o sea, los impuestos directos (*ID*), resulta de la sumatoria de los impuestos a la renta de la persona física y jurídica y el impuesto a la propiedad territorial rural. Como variable sustitutiva o representativa de la deuda pública se utilizaron los títulos públicos federales y las operaciones de mercado abierto (*B*). Se empleó también una variable ficticia para diferenciar el período de cambio administrado (enero de 1995 a abril de 1998) del cambio “flexible” en el período subsiguiente. En el cuadro A.8 del Anexo se detallan las variables utilizadas y se especifican las fuentes y las unidades de medida.

El PIB real se calculó sobre la base del deflactor implícito del PIB. Para calcular la brecha del producto (*y*) se utilizó el filtro de Hodrick-Prescott, que se define como la diferencia entre el PIB real y el PIB potencial (*trend* o tendencia). Un valor positivo indica exceso de demanda. Para calcular la tasa de interés real (*r*) se utilizó el índice nacional de precios al consumidor en su concepto amplio (IPCA).⁶ En todas las estimaciones las variables se expresaron en logaritmos.

⁶ La tasa de interés real se calculó de la forma tradicional, donde $(1 + R_t) = (1 + r_t) * [1 + E_t(\pi_{t+1})]$ en que se asume que $E_t(\pi_{t+1}) = \pi_{t+1}$.

Los modelos de series temporales estimados se detallan en la sección III. Se utilizaron pruebas de cointegración de Johansen⁷ y de raíz unitaria, además de modelos de ecuaciones simultáneas —método generalizado de momentos con variables instrumentales. Se analizaron las ecuaciones de largo plazo resultantes de las pruebas de cointegración, haciendo hincapié en establecer si la deuda pública es significativa y si tiene el signo esperado conforme con el modelo teórico presentado. También se utilizaron otras técnicas estándar de series temporales, como pruebas de exogeneidad débil.

Cabe destacar que el uso del método generalizado de momentos es apropiado cuando los regresores y el término de error están correlacionados. En ese caso se deben utilizar variables instrumentales que no estén correlacionadas con los residuos, pero sí con los regresores. La necesidad de agregar instrumentos para estimar los coeficientes crea el problema de “sobreidentificación”. Para verificar la existencia de ese problema se utiliza la prueba J-estadística. La hipótesis nula consiste en que las restricciones de “sobreidentificación” estén

⁷ La selección del número óptimo de rezagos o desfases se realiza sobre la base de los siguientes criterios: prueba de razón de verosimilitud modificada secuencial (LR); error final de predicción (EFP); criterio de información de Akaike (AIC); criterio de información de Schwarz; criterio de información de Hannan-Quinn (HQ). En los casos en que los indicadores seleccionaron diferentes desfases, se optó por el modelo más moderado, es decir, aquel que indicaba el menor número de desfases.

satisfechas. Los instrumentos también se utilizan para resolver problemas de endogeneidad.

Es sabido que cuando las variables no son estacionarias se prevén problemas específicos concernientes a los procedimientos convencionales de inferencia basados en regresiones por mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Johnston y DiNardo (1997, pág. 317) destacan la importancia de saber si surgen problemas similares en el contexto de las regresiones de mínimos

cuadrados ordinarios en dos etapas al enfrentarse con esas dificultades. Hsiao (1997a y 1997b) examina ese problema y concluye que la inferencia con estimadores de mínimos cuadrados en dos etapas con uso de variables instrumentales continúa siendo válida, incluso en el caso de series no estacionarias o no cointegradas. En ese contexto, las mismas conclusiones de Hsiao también son válidas cuando se aplica el método generalizado de momentos.

III

Presentación de los modelos no ricardianos y sus resultados

En esta sección se presentan datos empíricos de pruebas de sostenibilidad fiscal y estimaciones de diversos modelos teóricos que relacionan el efecto de algunas variables fiscales en variables nominales y reales de la economía. En la subsección siguiente se aborda el efecto de la deuda pública en la demanda de moneda.

1. Efectos de la deuda pública en la demanda de moneda

Kneebone (1989) define la demanda real de moneda como función de una relación negativa con la tasa de interés nominal y positiva con el producto y la riqueza real.⁸ La definición de riqueza líquida real está dada por

$$W = M / P + \beta(B / P) \quad (1)$$

donde W es el valor de la riqueza real líquida de los agentes privados; β es la fracción de los títulos del gobierno que los agentes privados perciben como riqueza líquida ($0 \leq \beta \leq 1$); B es la cantidad nominal de los títulos de la deuda pública. Por otra parte, puesto que Y/P es el producto real; R es la tasa nominal de interés; P es el nivel de precios y M es la oferta de moneda nominal, entonces la demanda real de moneda está dada por

$$M / P = L_1(Y / P) + L_2R + L_3[M / P + \beta(B / P)] \quad (2)$$

De acuerdo con Kneebone (1989), después de normalizar la ecuación (2) por Y/P se obtiene

$$m = L_1 + L_2R + L_3(m + \beta b) \quad (3)$$

donde $L_1 > 0$, $L_2 < 0$ y $L_3 > 0$; $m = M / Y$; $b = B / Y$.

La ecuación (3) puede escribirse de otra forma como

$$m = (L_1 / 1 - L_3) + (L_2 / 1 - L_3)R + \beta(L_3 / 1 - L_3)b \quad (4)$$

A continuación se define una ecuación estocástica a partir de la ecuación (4) de modo que

$$m_t = \beta_0 + \beta_1 R_t + \beta_2 b_t + \eta_t \quad (5)$$

donde $\beta_0 = (L_1 / 1 - L_3)$; $\beta_1 = (L_2 / 1 - L_3)$ y $\beta_2 = \beta(L_3 / 1 - L_3)$. Si β_2 es estadísticamente igual a cero se impone la hipótesis de equivalencia ricardiana.

En el cuadro A.1 del Anexo se muestra que m , b y R no son estacionarias. Como puede observarse en los cuadros A.4 y A.5 del Anexo, las pruebas de cointegración de Johansen muestran una ecuación de cointegración con un nivel de significación del 5%. En el modelo presentado también se utilizó la variable ficticia (como variable exógena en el modelo de autorregresión vectorial, VAR).⁹ La ecuación de largo plazo denota que

⁸ Scarth (1996) trabaja con un enfoque similar para la demanda real de moneda en un contexto de equivalencia no ricardiana.

⁹ Sobre la base del criterio de Schwarz (SIC) se optó por cuatro desfases.

$$m_t = -1,632 - 0,534R_t + 0,438b_t \quad (6)$$

(0,125) (0,089) (0,162)

Los valores entre paréntesis representan las desviaciones estándar de los respectivos coeficientes estimados. De acuerdo con la ecuación de largo plazo, se observa que por cada incremento del 1% de la relación entre la deuda y el PIB hay un aumento del 0,438% de la demanda de moneda. Existe una correlación de Pearson positiva del 94,2% entre esas dos variables a un nivel de significación del 1%. Sobre la base de la distribución del chi-cuadrado, que tiene un valor de 3,869, se rechaza la hipótesis nula de endogeneidad débil de la relación entre la deuda y el PIB (valor de probabilidad = 0,049).

Como se esperaba, existe una relación negativa entre la tasa de interés y la demanda de moneda. Se aprecia que por cada incremento del 1% de la tasa SELIC hay una reducción del 0,534% de la demanda de moneda.

— *Prueba de sostenibilidad fiscal y efectos de la deuda pública en la demanda de moneda*

Luporini (2006) realiza una buena reseña y análisis de las diversas formas de probar la sostenibilidad fiscal que se encuentran en la literatura. En este trabajo se utiliza específicamente el enfoque de Buitier y Patel (1992), también descrito por Luporini (2006).

Basados en el artículo de Wilcox (1989), Buitier y Patel (1992) proponen un sólido criterio de solvencia que, además del carácter estacionario de la deuda, supone que esta no puede presentar una tendencia positiva, estocástica o determinista. La prueba consiste en estimar la siguiente ecuación:

$$B_t = \alpha_0 + \alpha_1 trend + \sum_{i=1}^{\infty} \beta_i B_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

donde B es la deuda pública, $trend$ es el término de la tendencia y ε es el término estocástico. De acuerdo con Buitier y Patel (1992), la insolvencia puede ocurrir si se cumple al menos una de las siguientes condiciones:

- i) Las raíces de $1 - \beta(L)$ no se encuentran todas fuera del círculo unitario, es decir, la ecuación diferencial no es estable.
- ii) Existe una tendencia determinista, de modo que $\alpha_1 \neq 0$ y el coeficiente es posiblemente positivo.
- iii) La media prevista no es nula, es decir, $\alpha_0 \neq 0$, de modo que el proceso que rige la deuda puede ser estacionario, pero su media prevista no es nula.

También de acuerdo con Buitier y Patel (1992), donde

$$B_t = \alpha_0 + \alpha_1 trend + \beta B_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

la hipótesis nula de insolvencia está dada por $\beta_1 = 1$ y $\alpha_1 = 0$. En ese contexto se observa que:

- i) De no rechazarse la hipótesis nula, la deuda descontada no es estacionaria, la política fiscal es insostenible y, si dicha situación se mantiene indefinidamente, derivará en la insolvencia.
- ii) Si la hipótesis nula es rechazada, pero hay una tendencia determinista positiva, la política fiscal es poco sostenible ya que eventualmente surgirá el problema de la insolvencia.
- iii) Si la hipótesis nula es rechazada y no se puede rechazar $\beta_1 < 1$ y $\alpha_1 = 0$, de haber una media positiva de modo que $\alpha_0 > 0$, la situación derivará una vez más en una eventual insolvencia.

Buitier y Patel (1992) realizan una extensión (generalización) del modelo estadístico de Wilcox (1989), utilizando técnicas desarrolladas por Phillips y Perron (1988). Esos autores muestran que $\alpha_0 < 0$ y $\alpha_0 = 0$ son condiciones coherentes con las situaciones de solvencia sólida y solvencia, respectivamente. En consecuencia, si $\alpha_0 > 0$, el valor de la deuda descontada es positivo. En ese contexto no hay condiciones para el pago del valor actual de la deuda mediante superávit primario actual y futuro o señoraje actual y futuro.

La ecuación (8) puede normalizarse mediante el producto, de modo que

$$b_t = \alpha_0 + \alpha_1 trend + \beta b_{t-1} + \alpha_2 dummy + \varepsilon_t \quad (9)$$

donde se introduce la variable ficticia. Así es posible estimar las ecuaciones (9) y (5) en forma de sistema mediante el método generalizado de momentos.

Los resultados presentados en el cuadro 1 revelan que todas las variables, excepto la constante y la tendencia, son estadísticamente significativas al nivel del 1%. Sobre la base de la prueba de Wald la hipótesis nula no es rechazada, donde la hipótesis nula (H_0) se expresa como: $\beta_1 = 1$ y $\alpha_1 = 0$, el valor de la distribución del chi-cuadrado es 1,4286 y el valor P 0,4895. En ese contexto, al no ser rechazada la hipótesis nula, la política fiscal es insostenible y si dicha situación se mantiene indefinidamente derivará en la insolvencia.

El método generalizado de momentos con núcleo de Bartlett, aplicado conjuntamente a las dos ecuaciones en forma de sistema, conduce a las estadísticas presentadas en los cuadros 1 y 2. La especificación del modelo se prueba mediante la estadística J vinculada a restricciones de sobreidentificación. El valor de la estadística J de 0,27 con un valor P de 0,975 no supone evidencias para rechazar la especificación del modelo.

CUADRO 1

Estimación mediante el método generalizado de momentos con núcleo de Bartlett, ancho de banda fijo

$$(b_t = \alpha_0 + \alpha_1 trend + \beta b_{t-1} + \alpha_2 dummy + \varepsilon_t)$$

Variables	Coefficientes	Desviación estándar	Estadística t-student	Valor P
Constante	1,62*10 ⁻⁶	0,0079	0,0002	0,9998
Tendencia	-0,0002	0,0003	-0,6881	0,4931
Deuda/PIB(-1)	1,0269	0,0243	42,3339	<0,0001
Ficticia	0,0719	0,0107	6,6889	<0,0001
R ²	0,9769		R ² ajustado	0,9754

Fuente: elaboración propia.

Nota: instrumentos $b(-3,-4,-5,-6)$, $m(-3,-4,-5,-6)$, $R(-3,-4,-5,-6)$, constante.

PIB: producto interno bruto.

Trend: tendencia.

Dummy: variable ficticia.

Valor P: valor de probabilidad.

CUADRO 2

Estimación mediante el método generalizado de momentos con núcleo de Bartlett, ancho de banda fijo

$$(m_t = \beta_0 + \beta_1 R_t + \beta_2 b_t + \eta_t)$$

Variables	Coefficientes	Desviación estándar	Estadística t-student	Valor P
Constante	0,1637	0,0027	60,9467	<0,001
SELIC	-0,0335	0,0041	-8,1930	<0,001
Deuda/PIB	0,0818	0,0030	27,0272	<0,001
R ²	0,8616		R ² ajustado	0,8556

Fuente: elaboración propia.

Nota: instrumentos $b(-3,-4,-5,-6)$, $m(-3,-4,-5,-6)$, $R(-3,-4,-5,-6)$, constante.

PIB: producto interno bruto.

SELIC: tasa del Sistema Especial de Liquidación y Custodia.

PIB: producto interno bruto.

Valor P: valor de probabilidad.

En los resultados mostrados en el cuadro 2 resalta que todas las variables son estadísticamente significativas al nivel del 1%. Los coeficientes presentan los signos esperados, de manera que por cada incremento del 1% de la tasa de interés hay una reducción del 0,033% en la demanda de moneda, y por cada aumento del 1% en la relación entre la deuda y el PIB se observa un incremento del 0,082% en la demanda de moneda. Eso denota que los agentes económicos consideran una parte de la deuda pública como riqueza líquida y, en consecuencia, se trata de un modelo no ricardiano. Cabe subrayar

que tales resultados concuerdan con los de la ecuación 6 con respecto a la significación y a los signos de los coeficientes estimados.

Se destaca que los resultados consignados en los cuadros 1 y 2 son coherentes y revelan que hay pruebas empíricas de que, en el período analizado, el Brasil poseía una política fiscal insostenible que correspondía a un modelo no ricardiano.

2. Efectos de la deuda pública en el superávit primario

Bohn (1998) procura evaluar la sostenibilidad de la política fiscal a partir de la respuesta del superávit primario a los cambios en la relación entre la deuda y el PIB. Esa relación se simplifica mediante una regresión de la siguiente forma:

$$SP/Y = 0,004 + 0,031*B/Y \quad (10)$$

(0,002) (0,003)

En el cuadro A.1 del Anexo se muestra que ambas variables son integradas de primer orden I(1) y en el cuadro A.2 se observa cointegración a un nivel de significación del 5%. Los valores entre paréntesis representan las desviaciones estándar de los respectivos coeficientes estimados. De acuerdo con la ecuación de largo plazo, se observa que por cada incremento del 1% de la relación entre la deuda y el PIB hay un aumento del 0,031% de la relación entre el superávit primario y el PIB.¹⁰ La correlación de Pearson positiva entre las dos variables es del 74,7%, a un nivel de significación del 5%. Conviene señalar además que, sobre la base de la distribución del chi-cuadrado —que presenta un valor de 1,168—, no se rechaza la hipótesis nula de endogeneidad débil (prob = 0,279), es decir, la relación entre la deuda y el PIB es débilmente exógena.

— Prueba de sostenibilidad fiscal y efectos de la deuda pública en el superávit primario

En los resultados presentados en el cuadro 3 se observa que todas las variables, excepto la constante y la tendencia, son estadísticamente significativas al nivel del 1%. En ese contexto, como la hipótesis nula no es rechazada, la política fiscal es insostenible y si dicha situación se mantiene indefinidamente, derivará en la insolvencia.

¹⁰ Sobre la base de los criterios de información de Schwarz (SIC) y de Hannan-Quinn (HQ), se optó por un desfase.

El valor de la estadística J de 0,274 con un valor P de 0,90 no supone evidencias para rechazar la especificación del modelo.

En los resultados observados en el cuadro 4 se aprecia que todas las variables son estadísticamente significativas al nivel del 1%. Los coeficientes presentan los signos esperados, de manera que por cada incremento del 1% de la relación entre la deuda y el PIB, se observa un aumento del 0,03% en la relación entre el superávit primario y el PIB, lo que demuestra que el superávit primario reacciona a las variaciones de la deuda pública.

CUADRO 3

Estimación mediante el método generalizado de momentos con núcleo de Bartlett, ancho de banda fijo

$$(b_t = \alpha_0 + \alpha_1 trend + \beta b_{t-1} + \alpha_2 dummy + \varepsilon_t)$$

VARIABLES	COEFICIENTES	DESVIACIÓN ESTÁNDAR	ESTADÍSTICA t-STUDENT	VALOR P
Constante	0,0009	0,0086	0,1105	0,9122
Tendencia	$-2,80 \cdot 10^{-5}$	0,0003	-0,0799	0,9365
Deuda/PIB(-1)	1,0123	0,0201	50,3442	<0,0001
Ficticia	0,0691	0,0086	8,0382	<0,0001
R ²	0,9815		R ² ajustado	0,9803

Fuente: elaboración propia.

Nota: instrumentos $b(-2, -3, -4, -5, -6)$, $sp(-2, -3, -4, -5, -6)$, $R(-2, -3, -4, -5, -6)$, constante.

PIB: producto interno bruto.

Trend: tendencia.

Dummy: variable ficticia.

Valor P: valor de probabilidad.

CUADRO 4

Estimación mediante el método generalizado de momentos con núcleo de Bartlett, ancho de banda fijo

$$(sp_t = \beta_0 + \beta_1 b_t + \eta_t)$$

VARIABLES	COEFICIENTES	DESVIACIÓN ESTÁNDAR	ESTADÍSTICA t-STUDENT	VALOR P
Constante	0,0049	0,0006	7,6443	<0,0001
Deuda/PIB	0,0305	0,0014	21,7183	<0,0001
R ²	0,6151		R ² ajustado	0,6070

Fuente: elaboración propia.

Nota: instrumentos $b(-2, -3, -4, -5, -6)$, $sp(-2, -3, -4, -5, -6)$, $R(-2, -3, -4, -5, -6)$, constante.

PIB: producto interno bruto.

Valor P: valor de probabilidad.

3. Breve comentario sobre la relación entre el superávit primario, la cuenta única del Tesoro Nacional y la base monetaria

Vale la pena resaltar que el superávit primario del gobierno federal se contabiliza en la cuenta única del Tesoro Nacional, que a su vez forma parte del pasivo no monetario del banco central. Al considerar que la variación de la base monetaria corresponde a la diferencia entre la variación de los activos del banco central y la variación del pasivo no monetario, si hay un incremento del superávit primario —y por ende de la cuenta única del Tesoro Nacional contabilizada en el pasivo no monetario— y todo lo demás permanece constante, habrá una disminución de la base monetaria. En ese contexto, los sucesivos aumentos del superávit primario conducen a la contracción de la base monetaria, *ceteris paribus*, y en consecuencia a la reducción de los medios de pago. Esa estructura institucional revela la existencia de un canal directo de transmisión de la política fiscal a la política monetaria. En combinación con ese hecho, si la deuda pública que responde a variaciones en el superávit primario afecta positivamente a la demanda de moneda, es de esperar que tanto la deuda pública como el superávit primario tengan repercusiones en la tasa de interés. Pero, ¿en qué dirección?

Si se considera que la tasa de interés está determinada por la oferta y la demanda de moneda, y si por una parte esta última responde positivamente a variaciones de la deuda pública, dada la oferta de moneda, habrá un incremento de la tasa de interés. Por otra parte, al saber que los aumentos del superávit primario producen una reducción de la base monetaria, una vez más *ceteris paribus*, habrá un movimiento de alza de la tasa de interés. Si bien es sabido que en un régimen de metas inflacionarias la oferta de moneda es endógena (debido a que el Banco Central del Brasil controla la tasa SELIC), este es solo un ejercicio intuitivo para evaluar la dirección de la tasa de interés ante un acrecentamiento de la deuda pública.

4. Efectos de la deuda pública en la tasa de interés

— Prueba de sostenibilidad fiscal y efectos de la deuda pública en la tasa de interés

Martins (1980) formula una teoría de determinación del ingreso y de la tasa de interés nominales basada en la hipótesis de que los agentes económicos pueden, en diferentes períodos, mantener en cartera títulos públicos y moneda. Los agentes tienen en cuenta la restricción

presupuestaria gubernamental y no se preocupan por la tasa de descuento futura de los pasivos ligados a la emisión de títulos del gobierno. De acuerdo con esa teoría, el precio de los títulos es análogo al nivel de precios. Además, la tasa de interés nominal está determinada por la relación entre las cantidades de títulos del gobierno y de moneda y no guarda ninguna relación con la tasa de expansión del nivel de precios. Ese resultado supone que la teoría de Fisher (Fisher, 1930, caps. 2 y 19) sobre la tasa de interés nominal no se mantiene. Moreira y Souza (2009) prueban el modelo de Martins (1980) y, sobre la base de datos de panel relativos al período 1980-2006, señalan que la relación entre la deuda pública y el agregado monetario M1 afecta a la tasa nominal de interés.

En conformidad con el modelo de Martins (1980), es posible escribir la ecuación fundamental como $R_t = B_t / M_t$ donde $R_t = (1 + i_t)$, t representa el tiempo, i representa la tasa de interés nominal, B representa la cantidad de títulos públicos y M la masa monetaria, representada por M1. Al aplicar el logaritmo en ambos lados de la ecuación y representarla de forma estocástica se obtiene

$$\log(R_t) = \log(B_t) - \log(M_t) + e_t \quad (11)$$

En esta sección se estiman dos sistemas para evaluar los efectos de la deuda pública en la tasa de interés (SELIC). El objetivo del primero consiste en evaluar el efecto directo conforme con los datos presentados en los cuadros 5 y 6, mientras que el del segundo radica en evaluar el efecto indirecto de la deuda pública en la tasa de interés por medio del superávit primario, según se muestra en los cuadros 7, 8 y 9. De esa forma, también se prueba el efecto directo del superávit primario en la tasa de interés.

Los resultados que figuran en el cuadro 5 dejan ver que todas las variables, excepto la tendencia, son estadísticamente significativas al nivel del 5%. En ese contexto, visto que la hipótesis nula es rechazada pero se observa una tendencia determinista positiva, la política fiscal es poco sostenible porque eventualmente surgirá el problema de la insolvencia.

El valor de la estadística J de 0,22 con un valor P de 0,99 no supone evidencias para rechazar la especificación del modelo.

Los resultados presentados en el cuadro 6 evidencian que todas las variables son estadísticamente significativas al nivel del 1%. El coeficiente de la deuda pública indica que por cada incremento del 1% de la deuda hay un aumento del 0,02% en la tasa de interés.

CUADRO 5

Estimación mediante el método generalizado de momentos con núcleo de Bartlett, ancho de banda fijo

$$(B_t = \alpha_0 + \alpha_1 trend + \beta B_{t-1} + \alpha_2 dummy + \varepsilon_t)$$

Variables	Coefficientes	Desviación estándar	Estadística t-student	Valor P
Constante	1,9346	0,6172	3,1344	0,0023
Tendencia	0,0033	0,0019	1,7091	0,0908
Deuda (-1)	0,8522	0,0499	17,0591	<0,0001
Ficticia	-0,1051	0,0409	-2,5648	0,0120
R ²	0,9957		R ² ajustado	0,9954

Fuente: elaboración propia.

Nota: instrumentos $B(-2,-3,-4,-5,-6)$, $R(-2,-3,-4,-5,-6)$, constante.

Trend: tendencia.

Dummy: variable ficticia.

Valor P: valor de probabilidad.

CUADRO 6

Estimación mediante el método generalizado de momentos con núcleo de Bartlett, ancho de banda fijo

$$(R_t = \beta_0 + \beta_1 B_t - \beta_2 M_t + \eta_t)$$

Variables	Coefficientes	Desviación estándar	Estadística t-student	Valor P
Constante	0,0553	0,0097	5,6843	<0,0001
Deuda	0,0245	0,0067	3,6683	0,0004
M1	0,0325	0,0073	4,4298	<0,0001
R ²	0,1225		R ² ajustado	0,0843

Fuente: elaboración propia.

Nota: instrumentos $B(-2,-3,-4,-5,-6)$, $R(-2,-3,-4,-5,-6)$, constante.

M1: medio de pago.

Valor P: valor de probabilidad.

Eso demuestra que la deuda del gobierno tiene un efecto positivo y significativo en la tasa de interés, que sugiere un modelo no ricardiano y una política fiscal activa. Se observa también que cuando el gobierno acrecienta la liquidez en la economía se reduce la tasa de interés. Por cada incremento del 1% en el agregado monetario M1 se obtiene una disminución del 0,03% en la tasa nominal de interés.

Los resultados relativos al segundo sistema de ecuaciones se presentan a continuación, sobre la base de tres ecuaciones y de acuerdo con los datos que figuran en los cuadros 7, 8 y 9. Los resultados que aparecen en el cuadro 7 denotan que todas las variables son estadísticamente significativas al nivel del 1%. En

ese contexto, dado que la hipótesis nula es rechazada pero se observa una tendencia determinista positiva, la política fiscal es poco sostenible porque eventualmente surgirá el problema de la insolvencia. La prueba de Wald no acepta la hipótesis nula de que $\beta=1$, con un valor $P < 0,0001$.

El valor de la estadística J de 0,20 con un valor P de 0,90 no indica evidencias para rechazar la especificación del modelo.

Los parámetros presentados en el cuadro 8 son estadísticamente significativos a un nivel del 1%. Se observa que por cada incremento del 1% de la deuda pública se obtiene un aumento del 0,85% del superávit primario.

CUADRO 7

Estimación mediante el método generalizado de momentos con núcleo de Bartlett, ancho de banda fijo

$$(B_t = \alpha_0 + \alpha_1 trend + \beta B_{t-1} + \alpha_2 dummy + \varepsilon_t)$$

VARIABLES	COEFICIENTES	DESVIACIÓN ESTÁNDAR	ESTADÍSTICA t-STUDENT	VALOR P
Constante	1,7303	0,1425	12,1408	<0,0001
Tendencia	0,0025	0,0004	6,1506	<0,0001
Deuda (-1)	0,8691	0,0115	75,2616	<0,0001
Ficticia	-0,1086	0,0048	-22,4522	<0,0001
R ²	0,9955		R ² ajustado	0,9952

Fuente: elaboración propia.

Nota: instrumentos $B(-2,-3,-4,-5,-6)$, $R(-2,-3,-4,-5,-6)$, $SP(-2,-3,-4,-5,-6)$, constante.

Trend: tendencia.

Dummy: variable ficticia.

Valor P: valor de probabilidad.

CUADRO 8

Estimación mediante el método generalizado de momentos con núcleo de Bartlett, ancho de banda fijo

$$(sp_t = \beta_0 + \beta_1 B_t + \eta_t)$$

VARIABLES	COEFICIENTES	DESVIACIÓN ESTÁNDAR	ESTADÍSTICA t-STUDENT	VALOR P
Constante	-2,1326	0,0656	-32,4982	<0,0001
Deuda	0,8566	0,0048	177,7032	<0,0001
R ²	0,6431		R ² ajustado	0,6355

Fuente: elaboración propia.

Nota: instrumentos $B(-2,-3,-4,-5,-6)$, $R(-2,-3,-4,-5,-6)$, $SP(-2,-3,-4,-5,-6)$, constante.

Valor P: valor de probabilidad.

CUADRO 9

Estimación mediante el método generalizado de momentos con núcleo de Bartlett, ancho de banda fijo

$$(R_t = \beta_0 + \beta_1 SP_t - \beta_2 M1_t + \eta_t)$$

VARIABLES	COEFICIENTES	DESVIACIÓN ESTÁNDAR	ESTADÍSTICA t-STUDENT	VALOR P
Constante	0,0778	0,0009	78,0522	<0,0001
SP	0,0011	0,0001	6,8915	<0,0001
M1	0,0065	0,0002	32,9243	<0,0001
R ²	0,5067		R ² ajustado	0,4852

Fuente: elaboración propia.

Nota: instrumentos $B(-2,-3,-4,-5,-6)$, $R(-2,-3,-4,-5,-6)$, $SP(-2,-3,-4,-5,-6)$, constante.

SP: superávit primario.

M1: medio de pago.

Valor P: valor de probabilidad.

En los resultados que se detallan en el cuadro 9 se aprecia que todas las variables son estadísticamente significativas al nivel del 1%. Se observa que por cada incremento del 1% del superávit primario hay un aumento del 0,001% de la tasa de interés nominal. Eso demuestra que el superávit primario tiene un efecto positivo y significativo en la tasa de interés, lo que sugiere una política fiscal activa y una política monetaria pasiva, es decir, un modelo no ricardiano. También se constata que cuando el gobierno amplía la liquidez en la economía se reduce la tasa de interés. Por cada aumento del 1% en el agregado monetario M1, se obtiene una disminución del 0,006% en la tasa nominal de interés.

Al analizar las repercusiones de un incremento de la deuda pública o del superávit primario en la tasa de interés, es natural examinar también el efecto de esas mismas variables fiscales en el nivel de inversión de la economía. A continuación se analiza dicha relación.

5. Efectos de la deuda pública en la inversión

Araujo y Martins (1999) demuestran que es posible el crecimiento sostenible a largo plazo en un modelo de sector con generaciones superpuestas. Esos autores suponen una tecnología convexa, sin redistribución del ingreso de la generación precedente a la más nueva, con tributación mediante impuesto a la renta y sin el altruismo puro que sostiene Barro (1974). Al trabajar con una función de producción del tipo $Y=AK$ y asumir una hipótesis en que a la función utilidad del agente se incorpora un motivo de herencia absoluto, los autores

deducen una clara repercusión de política del modelo: el incremento de la deuda gubernamental afecta negativamente a la tasa de crecimiento de la reserva de capital de modo que

$$\frac{K_t - K_{t-1}}{K_{t-1}} = \frac{\delta A - 1}{1 + \delta} - \frac{B_t / K_{t-1}}{(1 + A)(1 + \delta)} \quad (12)$$

donde K_t es la reserva de capital al comienzo del período t , B_t es la cantidad de títulos de la deuda del gobierno al comienzo del período t , A representa la tecnología y el coeficiente δ indica las preferencias de los agentes. En esa ecuación se muestra que la tasa de crecimiento de la reserva de capital es endógena. En ese contexto, el flujo de financiamiento de la deuda como proporción de la reserva de capital en el período anterior afecta negativamente a la tasa de acumulación de capital. Ese resultado se debe al efecto de desplazamiento de la reducción de la inversión productiva como consecuencia del incremento de la deuda pública.¹¹

Al tener en cuenta que la inversión es la diferencia entre la reserva de capital en t y $t-1$ (esto es $K_t - K_{t-1} = I_t$), y que $Y_{t-1} = AK_{t-1}$, es posible reescribir la ecuación (12) de la siguiente manera:

$$I_t / Y_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 * (B_t / Y_{t-1}) \quad (13)$$

donde $\beta_0 = (\delta A - 1) / (1 + \delta)$ y $\beta_1 = -1 / [(1 + A)(1 + \delta)]$.

Establecido esto, se estima la ecuación de la siguiente forma:

$$I_t / Y_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 * (B_t / Y_{t-1}) + u_t \quad (14)$$

donde el parámetro β_1 muestra la relación entre las razones deuda(t)/PIB($t-1$) e inversión (t)/PIB nominal($t-1$), β_0 es el parámetro del intercepto y u_t es el error (término estocástico). A continuación se verifica si el parámetro β_1 es estadísticamente significativo (diferente de cero) y su respectivo signo. Si β_1 es negativo y estadísticamente significativo, se puede inferir que la relación entre la deuda y el PIB afecta negativamente a la razón inversión (t)/PIB nominal ($t-1$). En otras palabras, si $\beta_1 = 0$, se impone la hipótesis de equivalencia ricardiana.

La ecuación (14) también puede probarse empíricamente con la siguiente forma funcional: $I_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 * B_t + u_t$.

En primer lugar se verifica si las variables mencionadas son estacionarias. De no serlo, se establece si se cointegran. En el cuadro A.1 del Anexo se muestra que ninguna de las dos es estacionaria. Las pruebas de cointegración de Johansen revelan que hay una ecuación de cointegración al nivel de significación del 5%, de acuerdo con los datos que figuran en los cuadros A.2 y A.3 del Anexo.¹² Cabe destacar que en el modelo aquí presentado se utilizó una variable ficticia (como variable exógena en el modelo de autorregresión vectorial, VAR).¹³

En la ecuación de largo plazo resultante resalta que el parámetro β_1 es marginalmente significativo (apenas superior al 5%), según se detalla a continuación:

$$I_t / Y_{t-1} = -1,621 - 0,220(B_t / Y_{t-1}) \quad (15) \\ (0,073) (0,116)$$

Los valores entre paréntesis representan las desviaciones estándar de los respectivos coeficientes estimados. De acuerdo con la ecuación de largo plazo, se observa que por cada incremento del 1% en la relación deuda(t)/PIB($t-1$), hay una reducción del 0,22% en la relación inversión (t)/PIB($t-1$). La correlación de Pearson negativa entre las dos variables es del -27,3%, a un nivel de significación del 5%. Cabe destacar además que, sobre la base de la distribución del chi-cuadrado —que presenta un valor de 1,819—, no se rechaza la hipótesis nula de endogeneidad débil ($P = 0,177$), es decir, que la relación deuda(t)/PIB nominal ($t-1$) es débilmente exógena.

Se subraya que la deuda pública no tiene un papel neutro sobre la variable real de la economía —relación entre la inversión y el PIB. Dichas pruebas empíricas sugieren una clara prescripción de política pública: el gobierno debe fijarse la meta de reducir la relación entre la deuda y el PIB. Esto incrementaría la relación entre la inversión y el PIB, que se traduciría en más crecimiento, menos desempleo y, por ende, mejoramiento de las condiciones de bienestar de la población.

¹¹ Mendonça, Medrano y Sachsida (2009) analizan los efectos de las crisis fiscales en la economía brasileña desde enero de 1995 a diciembre de 2007. Los resultados sugieren que ante un incremento inesperado del gasto del gobierno: i) el consumo privado se eleva; ii) el PIB se reduce (con una probabilidad del 77,1%), y iii) la tasa de interés aumenta. Esto puede indicar el efecto de expulsión entre la inversión pública y privada.

¹² Sobre la base de los criterios de SC (*Schwarz information criterion*) y LR (*Likelihood information criterion*) se optó por un desfase.

¹³ En cuanto a la especificación de la prueba de cointegración, se utilizó el modelo más usual y que más se adecua a los datos, es decir, el modelo con inclusión del intercepto en la ecuación de cointegración y en el VAR, que no incluye la tendencia. Ese modelo se utilizó en las ecuaciones de largo plazo 6, 10 y 15.

— *Prueba de sostenibilidad fiscal y efectos de la deuda pública en la formación bruta de capital fijo*

Los resultados que figuran en el cuadro 10 denotan que todas las variables, excepto la tendencia, son estadísticamente significativas al nivel del 5%. En ese contexto, de no rechazarse la hipótesis nula, la deuda descontada no es estacionaria, la política fiscal es insostenible y si dicha situación se mantiene indefinidamente derivará en la insolvencia. La prueba de Wald no rechaza la hipótesis nula de que $\beta_1 = 1$ y $\alpha_1 = 0$, con la distribución del chi-cuadrado igual a 4,0573 y un valor P de 0,1315.

El valor de la estadística J de 0,274 con un valor P de 0,90 no indica evidencias para rechazar la especificación del modelo.

Los resultados presentados en el cuadro 11 dejan ver que todas las variables son estadísticamente significativas al nivel del 1%. Se observa que por cada incremento del 1% de la deuda real hay una disminución del 0,256% en la formación bruta de capital fijo. Eso demuestra que la deuda tiene un efecto negativo y significativo en la inversión, que sugiere una política fiscal activa. Se observa también el efecto positivo en la inversión del PIB real desfasado.

Dado el efecto negativo de la deuda pública en el nivel de inversión, es natural probar sus repercusiones en el producto. En la siguiente subsección se verifica el efecto del superávit primario y de la deuda pública en la brecha del producto.

6. Efectos del superávit primario y de la deuda pública en la brecha del producto

En esta subsección se estiman las ecuaciones de la curva IS fiscal y de la relación entre superávit primario y deuda pública. La estimación de la ecuación que mide la respuesta del superávit primario como proporción del PIB (SP/Y), a los niveles de la relación deuda pública/PIB (B/Y), puede definirse como

$$(SP/Y)_t = a_0 + a_1(SP/Y)_{t-1} + a_2(B/Y)_{t-1} + u_t \quad (16)$$

donde u_t es el término estocástico.

La curva IS fiscal puede definirse como

$$y_t = a_3 + a_4 y_{t-1} + a_5 r_{t-1} + a_6 (SP/Y)_{t-1} + a_7 e_{t-1} + \eta_t \quad (17)$$

donde y_t es la brecha del producto, r_t es la tasa de interés real, $(SP/Y)_t$ es la variable fiscal de interés (superávit primario/PIB), e_t es el tipo de cambio real y η_{t+1} es

CUADRO 10

Estimación mediante el método generalizado de momentos con núcleo de Bartlett, ancho de banda fijo

$$(B_t = \alpha_0 + \alpha_1 trend + \beta B_{t-1} + \alpha_2 dummy + \varepsilon_t)$$

Variables	Coefficientes	Desviación estándar	Estadística t-student	Valor P
Constante	0,3812	0,1837	2,0750	0,0408
Tendencia	0,0016	0,0010	1,5888	0,1156
Deuda real (-1)	0,9549	0,0246	38,8315	<0,0001
Ficticia	0,0378	0,0099	3,8098	0,0003
R ²	0,9968		R ² ajustado	0,9966

Fuente: elaboración propia.

Nota: instrumentos $B(-2,-3,-4,-5,-6)$, $I(-2,-3,-4,-5,-6)$, $R(-2,-3,-4,-5,-6)$, constante.

Trend: tendencia.

Dummy: variable ficticia.

Valor P: valor de probabilidad.

CUADRO 11

Estimación mediante el método generalizado de momentos con núcleo de Bartlett, ancho de banda fijo

$$(I_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 B_t)$$

Variables	Coefficientes	Desviación estándar	Estadística t-student	Valor P
Constante	-3,1073	0,1800	-17,2566	<0,0001
PIB real (-1)	1,4357	0,0515	27,8792	<0,0001
Deuda real	-0,2557	0,0301	-8,4955	<0,0001
R ²	0,9781		R ² ajustado	0,9772

Fuente: elaboración propia.

Nota: instrumentos $B(-2,-3,-4,-5,-6)$, $I(-2,-3,-4,-5,-6)$, $R(-2,-3,-4,-5,-6)$, constante.

PIB: producto interno bruto.

Valor P: valor de probabilidad.

el término estocástico. La denominación IS fiscal se debe al hecho de considerar una variable fiscal en la curva IS. Se admite que los términos estocásticos de las ecuaciones (16) y (17) no están correlacionados en serie.

Sobre la base de ese modelo se pueden verificar los efectos directos de la deuda pública en el superávit primario y el efecto indirecto de esa variable (deuda pública) en la brecha del producto. Si la relación entre la deuda pública y el PIB es estadísticamente significativa en la ecuación (16) y la relación entre el superávit primario y el PIB también es estadísticamente significativa en la ecuación (17), se establece que la política fiscal es activa. Eso significa que la deuda gubernamental

afecta indirectamente a una variable real, la brecha del producto, por medio del superávit primario.

En los resultados presentados en el cuadro 12 se advierte que todas las variables son estadísticamente significativas al nivel del 1% y que por cada incremento del 1% en la relación entre la deuda y el PIB, la relación entre el superávit primario y el PIB aumenta un 0,023%. Estos resultados concuerdan con los de la ecuación 10 respecto de la significación y de los signos de los coeficientes estimados. La ecuación 16 difiere de la ecuación 10 porque presenta la variable dependiente desfasada como variable explicativa, en este caso, la relación superávit primario/PIB en $t-1$.

El valor de la estadística J de 0,28 con un valor P de 0,50 no indica evidencias para rechazar la especificación del modelo.

De los resultados que se detallan en el cuadro 13 también surge que todas las variables son estadísticamente significativas al nivel del 5%. Dado un aumento del 1% en la relación entre el superávit primario y el PIB, se observa una reducción del 2,963% en la brecha del producto, de modo que el efecto final del incremento del 1% en la relación entre la deuda y el PIB será una disminución del 0,07% en la brecha del producto a corto plazo. A largo plazo, teniendo en cuenta el efecto autorregresivo del coeficiente de la brecha desfasado, el efecto final será una merma de la brecha del producto del 0,31%. Ese resultado prueba empíricamente que la política fiscal es activa.

CUADRO 12

Estimación mediante el método generalizado de momentos con núcleo de Bartlett, ancho de banda fijo

$$((SP/Y)_t = a_0 + a_1(SP/Y)_{t-1} + a_2(B/Y)_{t-1} + u_t)$$

VARIABLES	COEFICIENTES	DESVIACIÓN ESTÁNDAR	ESTADÍSTICA t-STUDENT	VALOR P
Constante	0,004	<0,001	18,045	<0,001
(SP/Y)(-1)	0,221	0,026	8,411	<0,001
[B/Y](-1)	0,023	<0,001	27,670	<0,001
R ²	0,612		R ² ajustado	0,595

Fuente: elaboración propia.

Nota: instrumentos $y(-3,-4,-5,-6)$, $r(-3,-4,-5,-6)$, $SP/Y(-3,-4,-5,-6)$, $e(-3,-4,-5,-6)$, $B/Y(-3,-4,-5,-6)$, c.

SP: superávit primario.

Valor P: valor de probabilidad.

CUADRO 13

Estimación mediante el método generalizado de momentos con núcleo de Bartlett, ancho de banda fijo

$$(y_t = a_3 + a_4 y_{t-1} + a_5 r_{t-1} + a_6 (SP/Y)_{t-1} + a_7 e_{t-1} + \eta_t)$$

VARIABLES	COEFICIENTES	DESVIACIÓN ESTÁNDAR	ESTADÍSTICA t-STUDENT	VALOR P
Constante	0,431	0,029	15,047	<0,001
Brecha(-1)	0,771	0,013	59,371	<0,001
Interés-r(-1)	-0,048	0,009	-5,316	<0,001
[SP/Y](-1)	-2,963	0,250	-11,836	<0,001
Cambio-r(-1)	0,006	0,003	2,091	0,039
R ²	0,722		R ² ajustado	0,696

Fuente: elaboración propia.

Nota: instrumentos $y(-3,-4,-5,-6)$, $r(-3,-4,-5,-6)$, $SP/Y(-3,-4,-5,-6)$, $e(-3,-4,-5,-6)$, $B/Y(-3,-4,-5,-6)$, c.

SP: superávit primario.

Valor P: valor de probabilidad.

Los demás coeficientes presentan los signos esperados, de manera que por cada incremento del 1% de la tasa de interés real se observa una reducción del 0,048% en la brecha del producto y por cada aumento del 1% del tipo de cambio real, la brecha del producto se acrecienta un 0,006%.

Si bien hay una reacción del superávit primario en respuesta a las variaciones en la deuda pública, que puede indicar preocupación por parte del gobierno por la restricción presupuestaria, nada garantiza que esa reacción haya ocurrido en la magnitud adecuada para que la deuda sea solvente. Si la magnitud de la reacción fuera adecuada la política fiscal sería pasiva, es decir, no tendría ningún efecto en las variables reales, entre ellas la brecha del producto.

A fin de asegurar la solidez de los resultados se utiliza una medida alternativa de medición de la brecha del producto. De acuerdo con el trabajo de Cusinato, Minella y Junior (2010) sobre medidas de brecha del producto en el Brasil, se optó por utilizar el método de extracción de tendencia cuadrática, que es una extensión natural de la tendencia lineal, agregando un término cuadrático, de modo que $y_t = \alpha + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + e_t$, donde $t = 1, 2, \dots, T$. Los resultados obtenidos son similares a los detallados en los cuadros 12 y 13 en que se utiliza la brecha sobre la base del filtro de Hodrick-Prescott (1997).

Con el objetivo de validar las pruebas empíricas ya presentadas, se realiza una prueba más mediante el modelo de Leeper (1991) que se presenta a continuación.

7. Dominancia fiscal: pruebas empíricas sobre la base del modelo de Leeper

En el modelo formulado por Leeper en 1991 se definen las condiciones por las que las políticas monetaria y fiscal pueden clasificarse como pasivas o activas, donde B es la deuda nominal del gobierno con respecto a la que paga una tasa R_t de interés nominal, τ es el impuesto directo como suma global (si es positivo) y transferencia (si es negativo) y p es el nivel de precios. De esa forma se obtiene que $\pi_t = p_t / p_{t-1}$ y $b_t = B_t / p_t$.

El autor describe las políticas de gobierno sobre la base de reglas simples, en que la política fiscal está dada por

$$\tau_t = \gamma_0 + \gamma b_{t-1} + \Psi_t \quad (18)$$

donde Ψ_t es la crisis exógena, que tiene lugar al comienzo de t , de modo que

$$\Psi_t = \rho_\Psi \Psi_{t-1} + \varepsilon_{\Psi_t} \quad (19)$$

con $|\rho_\Psi| < 1$ y $E_t \varepsilon_{\Psi_{t+1}} = 0$. La política monetaria también obedece a una regla simple para la tasa de interés descrita por Taylor (1993), de modo que

$$R_t = \alpha_o + \alpha \pi_t + \theta_t \quad (20)$$

donde θ_t es una crisis exógena, observada al comienzo de t , de modo que

$$\theta_t = \rho_\theta \theta_{t-1} + \varepsilon_{\theta_t} \quad (21)$$

con $|\rho_\theta| < 1$ e $E_t \varepsilon_{\theta_{t+1}} = 0$

Al resolver el modelo, Leeper revela la manera en que el equilibrio depende de los parámetros (α, γ) . El autor muestra que este modelo no lineal no puede resolverse analíticamente, y lo reduce a un sistema dinámico en (π_t, b_t) , de forma que encuentra dos raíces: $\alpha\beta$ y $\beta^{-1} - \gamma$, donde β es la tasa de preferencia intertemporal. En este contexto, indica que una de las raíces debe ser mayor que 1 y la otra menor que 1 en valor absoluto. Así se generan cuatro regiones, a saber:

Región I: $|\alpha\beta| \geq 1$ y $|\beta^{-1} - \gamma| < 1$
Equilibrio único. En esta región se mantiene la equivalencia ricardiana. En tal caso la política monetaria es activa y la política fiscal es pasiva. Esta es la región ideal para que en una economía se implemente un sistema

de metas inflacionarias mediante el control de la tasa de interés.

Región II: $|\alpha\beta| < 1$ y $|\beta^{-1} - \gamma| \geq 1$
Equilibrio único. En esta región se describe la teoría fiscal del nivel de precios o la situación conocida como dominancia fiscal, donde la política fiscal es activa y la política monetaria es pasiva.

Región III: $|\alpha\beta| < 1$ y $|\beta^{-1} - \gamma| < 1$
En esta región las autoridades fiscal y monetaria actúan pasivamente sujetándose a la restricción presupuestaria, de manera que el equilibrio es indeterminado.

Región IV: $|\alpha\beta| \geq 1$ y $|\beta^{-1} - \gamma| \geq 1$
No hay equilibrio a menos que las crisis exógenas, ε_{Ψ_t} y ε_{θ_t} , estén perfectamente correlacionadas. En este caso las políticas monetaria y fiscal son activas.

Estos resultados tienen importantes consecuencias en cuanto a la prescripción de política económica óptima. En las reglas óptimas de política monetaria que predominan en la literatura, desde los trabajos de Taylor hasta los más recientes de Woodford, se admite explícita o implícitamente que la economía opera en la región I. En este contexto se utilizan reglas óptimas en que la tasa de interés responde a variaciones en la brecha del producto y la tasa de inflación y, al considerar economías abiertas, la tasa de interés también responde a variaciones en el tipo de cambio.

Todavía en el contexto de la región I, se destaca que generalmente las reglas monetarias óptimas se derivan a partir de la curva IS y de la curva de Phillips. Más recientemente, en la mayoría de estos modelos se parte de un esquema con fundamento microeconómico. Sin embargo, independientemente de la forma de derivación, la gran mayoría de los modelos de la literatura internacional poseen algo en común. En la regla del banco central para la determinación de la tasa de interés, utilizada con el fin de mantener la inflación próxima a su meta, no se incluye ninguna referencia a variables fiscales. En otras palabras, la tasa de interés no responde a variables fiscales, ya sean tributos, déficit primario o deuda pública. Como ya se mencionó, la política fiscal es pasiva por tratarse de un modelo ricardiano. En este contexto, la deuda y la política fiscal no tienen ninguna influencia en el nivel de precios y, por ende, tampoco en la tasa de inflación. Por ese motivo, el uso de una curva IS fiscal y la formulación de una regla de tasa de interés que responda a variables fiscales no tienen sentido en

un ambiente de política monetaria activa y de política fiscal pasiva.¹⁴

Por otra parte, al tener en cuenta que una determinada economía opera en la región II, donde predomina la teoría fiscal del nivel de precios (TFNP), es cuestionable la aplicación de una regla de política monetaria óptima mediante el control de la tasa de interés de acuerdo con Taylor de la manera tradicional. Tal vez tenga más sentido utilizar una regla óptima como la propuesta por Morais y Andrade (2004), en la que se supone que la autoridad monetaria sigue un régimen flexible de metas de inflación, donde existe la posibilidad de incluir una meta para la relación entre la deuda y el PIB. En el modelo propuesto, la deuda pública afecta directamente a la prima de riesgo y, en consecuencia, al tipo de cambio. Los autores incluyen una meta para la relación entre la deuda y el PIB en la función de pérdida de la autoridad monetaria.

El sentido común indica que si la economía se encuentra en las regiones II, III o IV será necesario coordinar las políticas fiscal y monetaria a fin de que pueda migrar a la región I. Para ello no se puede descuidar el efecto de la deuda pública en las variables reales y nominales de la economía. Se debe trabajar con metas para la reducción de la relación entre la deuda y el PIB de forma clara y transparente.

A continuación se presentan las estimaciones para la determinación de los coeficientes γ y α relativos a las ecuaciones (18) y (20), donde el coeficiente γ representa la reacción de los impuestos directos en respuesta a la variación de la deuda pública, y el coeficiente α , que deriva de una regla de Taylor simplificada, representa la reacción de la tasa de interés en respuesta a la variación de la inflación. La determinación del coeficiente γ se realiza mediante una estimación de dos ecuaciones en forma de sistema por medio del método generalizado de momentos, conforme se detalla en los cuadros 14 y 15. La determinación del coeficiente α también se realiza por medio de una estimación de dos ecuaciones según se detalla en los cuadros 16 y 17. Como la regla de Taylor utilizada en el modelo de Leeper está muy simplificada, se utilizó una regla más frecuente, en la que la tasa de interés responde a la inflación esperada y a la brecha del producto.

Los resultados presentados en el cuadro 14 denotan que todas las variables, excepto la constante, son estadísticamente significativas al nivel del 5%. En ese

CUADRO 14

Estimación mediante el método generalizado de momentos con núcleo de Bartlett, ancho de banda de Andrews

$$((B/Y)_t = a_0 + a_1 \text{Trend} + a_2 (B/Y)_{t-1} + a_4 * \text{Dummy} + u_t)$$

Variables	Coefficientes	Desviación estándar	Estadística t-student	Valor P
Constante	0,001	0,021	0,057	0,955
Tendencia	0,001	<0,001	2,064	0,042
(B/Y)(-1)	0,717	0,043	16,847	<0,001
Ficticia	0,146	0,031	4,636	<0,001
R ²	0,968		R ² ajustado	0,966

Fuente: elaboración propia.

Nota: instrumentos B/Y(-3,-4,-5,-6), I.D.(-3,-4,-5,-6), c.

Trend: tendencia.

Dummy: variable ficticia.

Valor P: valor de probabilidad.

CUADRO 15

Estimación mediante el método generalizado de momentos con núcleo de Bartlett, ancho de banda de Andrews

$$(ID/Y_t = a_3 + a_4 * (B/Y)_{t-1} + \eta_t)$$

Variables	Coefficientes	Desviación estándar	Estadística t-student	Valor P
Constante	0,006	<0,001	27,282	<0,001
(B/Y)(-1)	0,005	<0,001	10,035	<0,001
R ²	0,386		R ² ajustado	0,373

Fuente: elaboración propia.

Nota: instrumentos B/Y(-3,-4,-5,-6), ID/Y(-3,-4,-5,-6), c.

Valor P: valor de probabilidad.

CUADRO 16

Estimación mediante el método generalizado de momentos con núcleo de Bartlett, ancho de banda fijo

$$(y_t = a_1 + a_2 y_{t-1} + a_3 r_{t-1} + a_4 e_{t-1} + a_5 * \text{Dummy} + \eta_t)$$

Variables	Coefficientes	Desviación estándar	Estadística t-student	Valor P
Constante	0,8555	0,096	8,947	<0,001
Brecha	0,331	0,077	4,312	<0,001
Interés-r	-0,236	0,031	-7,612	<0,001
Cambio-r	0,111	0,028	3,971	<0,001
Ficticia	0,274	0,036	7,659	<0,001
R ²	0,505		R ² ajustado	0,460

Fuente: elaboración propia.

Nota: instrumentos R(-2,-3,-4,-5,-6), ipca(-2,-3,-4,-5,-6), B/Y(-2,-3,-4,-5,-6), c.

Dummy: variable ficticia.

Valor P: valor de probabilidad.

¹⁴ El término IS fiscal es utilizado por Verdini (2003) a raíz de la inclusión de una variable fiscal en la IS, en este caso el superávit primario.

CUADRO 17

Estimación mediante el método generalizado de momentos con núcleo de Bartlett, ancho de banda de Andrews

$$(R_t = a_0 + a_7 * E_t(\pi_{t+1}) + a_8 * y_t + a_9 * R_{t-1} + \eta_t)$$

VARIABLES	COEFICIENTES	DESVIACIÓN ESTÁNDAR	ESTADÍSTICA t-STUDENT	VALOR P
Constante	-0,315	0,054	-5,835	<0,001
$E_t(\pi_{t+1})$	0,149	0,038	3,940	<0,001
Brecha	0,177	0,033	5,398	<0,001
SELIC (-1)	0,872	0,026	34,070	<0,001
R ²	0,789		R ² ajustado	0,775

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Instrumentos $R(-2,-3,-4,-5,-6)$, $ipca(-2,-3,-4,-5,-6)$, $B/Y(-2,-3,-4,-5,-6)$, c.

SELIC: tasa del Sistema Especial de Liquidación y Custodia.

$E_t(\pi_{t+1})$ = expectativa inflacionaria en t para el período $t+1$.

Valor P: valor de probabilidad.

contexto, visto que la hipótesis nula es rechazada, pero se observa una tendencia determinista positiva, la política fiscal es poco sostenible porque eventualmente surgirá el problema de la insolvencia.

El valor de la estadística J de 0,20 con un valor P de 0,97 no indica evidencias para rechazar la especificación del modelo.

En los resultados que se detallan en el cuadro 15 se revela que todas las variables son estadísticamente significativas al nivel del 1%. Por cada incremento del 1% en la relación entre la deuda y el PIB hay un aumento del 0,005% en la relación entre los impuestos directos y el PIB. Ese valor representa el coeficiente γ del modelo de Leeper (1991), en que se muestra la reacción de los impuestos directos en respuesta a la variación de la deuda pública.

Los resultados presentados en el cuadro 16 corresponden a la estimación de una curva IS en que todas las variables son estadísticamente significativas al nivel del 1%. Los signos de todos los coeficientes concuerdan con lo esperado.

El valor de la estadística J de 0,25 con un valor P de 0,90 no indica evidencias para rechazar la especificación del modelo.

En los resultados presentados en el cuadro 17 se observa la estimación de una regla de Taylor en que todas las variables son estadísticamente significativas al nivel del 1%. Los signos de todos los coeficientes concuerdan con lo esperado. Se asume que $E_t(\pi_{t+1}) = \pi_{t+1}$. Cabe destacar que por cada incremento del 1% en el valor esperado de la inflación hay un aumento del 0,149%

en la tasa SELIC. Ese valor representa el coeficiente α del modelo de Leeper (1991), en que se muestra la reacción de la tasa de interés en respuesta a la variación de la inflación.

Sobre la base de los resultados anteriores, donde el coeficiente $\alpha = 0,149$ (véase el cuadro 17) y el coeficiente $\gamma = 0,005$ (véase el cuadro 15), y teniendo en cuenta que $\beta = 0,98$, se alcanza un estado de equilibrio único en la región II, de modo que $|\alpha\beta| < 1$ y $|\beta^{-1} - \gamma| \geq 1$. Se debe observar que $|\alpha\beta| = |0,149 * 0,98| < 1$ y que $|\beta^{-1} - \gamma| = |(1 / 0,98) - 0,005| > 1$. Se utilizó el mismo valor de $\beta = 0,98$ estimado por Lima e Issler (2003) y seguido por Moreira, Souza y Almeida (2007a y 2007b). Dichos resultados indican que la economía se encuentra en la región II.

Si bien se incluyó la brecha del producto en la ecuación 20, conforme con el artículo de Moreira, Souza y Almeida (2007b), también se probó la regla de Taylor sin la brecha, de acuerdo con el modelo de Leeper (1991). Se destaca que el resultado se mantiene, es decir que la economía permanece en la región II.¹⁵ Para garantizar la solidez de los resultados, se utilizó además una medida alternativa de medición de la brecha del producto. De acuerdo con el trabajo de Cusinato, Minella y Júnior (2010) acerca de medidas de la brecha del producto en el Brasil, se optó por utilizar el método de extracción de tendencia cuadrática. Los resultados obtenidos son similares a los detallados en los cuadros 16 y 17, en los que se utiliza la brecha sobre la base del filtro de Hodrick-Prescott. Una vez más se observa que la economía se encuentra en la región II.

Los resultados también se mantienen con respecto a las series mensuales del Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA) relativas al período comprendido entre julio de 2001 y diciembre de 2009. La tasa de interés real se calculó mediante la diferencia entre la tasa SELIC acumulada para los próximos 12 meses (porcentaje anual) y la expectativa media de inflación según el índice nacional de precios al consumidor en su concepto amplio (IPCA) —tasa acumulada para los próximos 12 meses (porcentaje anual). La brecha del producto se calculó sobre la base del índice de producción

¹⁵ Sobre la base del modelo de Leeper (1991), Moreira, Souza y Almeida (2007a) muestran que las políticas fiscal y monetaria son pasivas en el período 1999-2004. Almeida, Moreira y Souza (2008) evidencian que el déficit fiscal afecta a la tasa de inflación indirectamente por la vía de la brecha del producto, sobre la base de la estimación de una curva IS fiscal y de la curva de Phillips con respecto al período de enero de 1996 a enero de 2007.

industrial (general) mediante el filtro de Hodrick-Prescott. Se utilizaron las mismas variables mensuales de los modelos relativos a los cuadros 14 y 15, 16 y 17. Las

estimaciones arrojaron igual resultado, o sea, que en el período de cambio flexible y de metas inflacionarias la economía opera en la región II.

IV

Consideraciones finales

Los resultados presentados en la subsección 7, basados en el modelo de Leeper, permiten ver que la economía brasileña se encuentra en una situación de dominancia fiscal. Esa situación es coherente con los resultados mostrados en las subsecciones anteriores. Cabe destacar que en todas las pruebas de sostenibilidad fiscal presentadas sobre la base de Buitier y Patel (1992), se reveló que la situación fiscal brasileña en el período analizado es como mínimo preocupante. Las vías de transmisión de la política fiscal pueden definirse esquemáticamente, como se observa en los cuadros 18 y 19.

En el cuadro 18 se ilustran los mecanismos de transmisión de la política fiscal mediante la oferta de moneda. Se observan los efectos de las variaciones de la deuda pública en el superávit primario, la base monetaria, la tasa de interés, la inversión y la brecha del producto.

Los resultados descritos en la sección III indican que el superávit primario reacciona positivamente ante

la variación de la deuda pública. Sin embargo, el hecho de que el coeficiente de la relación entre la deuda y el PIB sea positivo y estadísticamente significativo no implica que su magnitud garantice la sostenibilidad fiscal. En ese caso, de acuerdo con Leeper (1991), la autoridad fiscal se niega a realizar un ajuste considerable de la tributación directa, impidiendo que la repercusión en el déficit se financie completamente con los futuros impuestos. Como ya se mencionó, el superávit primario del gobierno federal se contabiliza en la cuenta única del Tesoro Nacional, que a su vez forma parte del pasivo no monetario del Banco Central del Brasil. Al considerar que la variación de la base monetaria corresponde a la diferencia entre la variación de los activos del banco central y la variación del pasivo no monetario, si hay un incremento del superávit primario —y por ende, de la cuenta única del Tesoro contabilizada en el pasivo no monetario— y todo lo demás permanece constante, habrá una reducción de la base monetaria. En tal contexto, los

CUADRO 18

Transmisión de la política fiscal mediante la oferta de moneda

$$\begin{aligned} \uparrow (B/Y) \Rightarrow \uparrow (SP/Y) \Rightarrow \uparrow (\text{Cuenta única del Tesoro}) \Rightarrow \uparrow (\text{Pasivo no monetario}) \Rightarrow \\ \downarrow (\text{Base monetaria}) \Rightarrow \downarrow (M) \Rightarrow \uparrow R \Rightarrow \downarrow (I) \Rightarrow \downarrow (y) \Rightarrow \uparrow (\bar{B}/Y) \Rightarrow \uparrow (SP/Y) \\ \dots \text{círculo vicioso} \end{aligned}$$

Fuente: elaboración propia.

SP: superávit primario.

CUADRO 19

Transmisión de la política fiscal mediante la demanda de moneda

$$\begin{aligned} \uparrow (B/Y) \Rightarrow \uparrow (\text{demanda de moneda}) \Rightarrow \uparrow R \Rightarrow \downarrow (I) \Rightarrow \downarrow (y) \Rightarrow \uparrow (\bar{B}/Y) \Rightarrow \\ (\text{demanda de moneda}) \dots \text{círculo vicioso} \end{aligned}$$

Fuente: elaboración propia.

sucesivos aumentos del superávit primario conducen a la contracción de la base monetaria, *ceteris paribus*, y en consecuencia, a la reducción de los medios de pago. Esa estructura institucional denota la existencia de un canal directo de transmisión de la política fiscal a la política monetaria.

Sabido que los incrementos del superávit primario producen una disminución de la base monetaria, una vez más *ceteris paribus*, se prevé que habrá un movimiento de alza de la tasa de interés. Los resultados dejan ver que la deuda pública afecta positivamente a la tasa de interés nominal SELIC. De igual forma, los resultados obtenidos permiten constatar que las variaciones positivas en la deuda pública producen aumentos en el superávit primario, que a su vez se traducen en alzas en la tasa de interés. Al suponer que las mayores tasas de interés nominales estén acompañadas de mayores tasas de interés reales, se puede esperar que las variaciones positivas en la deuda pública redunden en menores niveles de inversión y de producto. Las estimaciones confirman esa relación del efecto negativo de la deuda pública en los niveles de inversión y de la brecha del producto. Dicho esto, los menores niveles de producto, dada la cantidad de la

deuda, derivan en una mayor relación entre la deuda y el PIB. Ese proceso de retroalimentación puede producir un círculo vicioso no deseable.

De forma similar al cuadro 18, en el cuadro 19 se muestra la manera en que la política fiscal se propaga a partir de variaciones de la relación entre la deuda y el PIB, con la diferencia de que en este caso la transmisión de la política fiscal tiene lugar mediante la demanda de moneda. En los resultados se advierte que los incrementos en la relación entre la deuda y el PIB aumentan la demanda de moneda. Eso significa que los agentes económicos consideran una parte de la deuda pública como riqueza líquida y, en consecuencia, se trata de un modelo no ricardiano. Una mayor demanda de moneda, dada la oferta de moneda, sugiere una elevación de la tasa de interés.

De los resultados también se infiere que los incrementos en la relación entre la deuda y el PIB aumentan la tasa de interés. Las pruebas empíricas demuestran además que un acrecentamiento de la tasa de interés deriva en la reducción del nivel de inversión y de la brecha del producto (véase el cuadro 19), que también puede producir el mismo círculo vicioso no deseable.

ANEXO

CUADRO A.1

Prueba de raíz unitaria

Variables	ADF-AIC modificado			ADF-SIC modificado		
	Valor crítico 5%	Estadística t-student	Valor P	Valor crítico 5%	Estadística t-student	Valor P
L(m)	-2,927	-1,701	0,424	-2,921	-2,196	0,210
L(R)	-2,919	-2,506	0,120	-2,919	-2,506	0,120
L(b)	-3,502	-2,145	0,509	-3,495	-2,518	0,319
L(I/Y-1)	-2,924	-0,723	0,831	-2,924	-0,723	0,831
L(B/Y-1)	-1,949	-0,916	0,314	-1,947	-0,506	0,821
L(SP/Y)	-2,919	-0,929	0,771	-2,919	-0,929	0,771

Fuente: elaboración propia.

ADF: test de Dickey-Fuller aumentado.

AIC: criterio de información de Akaike.

SIC: criterio de Schwarz.

L: logaritmo.

SP: superávit primario.

Valor P: valor de probabilidad.

CUADRO A.2

Prueba de cointegración de Johansen:
 $L(I/Y-1) = f [L(B/Y-1)]$

Hipótesis: número de ecuaciones de cointegración	Valor propio	Prueba de la traza	Valor crítico 5%	Valor P
Ninguno ^a	0,333	29,388	20,262	0,002
Por lo menos 1	0,157	8,726	9,164	0,060

Fuente: elaboración propia.

Nota: la prueba de la traza indica una ecuación de cointegración (EC) al nivel del 5%.

^a Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel del 5%.
 Valor P: valor de probabilidad.

CUADRO A.3

Prueba de cointegración de Johansen:
 $L(I/Y-1) = f [L(B/Y-1)]$

Hipótesis: número de ecuaciones de cointegración	Valor propio	Estadística de valor propio máximo	Valor crítico 5%	Valor P
Ninguno ^a	0,333	20,662	15,892	0,008
Por lo menos 1	0,157	8,726	9,164	0,060

Fuente: elaboración propia.

Nota: la prueba del autovalor máximo indica una ecuación de cointegración (EC) al nivel del 5%.

^a Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel del 5%.
 Valor P: valor de probabilidad.

CUADRO A.4

Prueba de cointegración de Johansen:
 $L(M/Y) = F [L(R), L(B/Y)]$

Hipótesis: número de ecuaciones de cointegración	Valor propio	Prueba de la traza	Valor crítico 5%	Valor P
Ninguno ^a	0,421	39,705	35,193	0,015
Por lo menos 1	0,207	12,347	20,262	0,418
Por lo menos 2	0,014	0,726	9,164	0,981

Fuente: elaboración propia.

Nota: la prueba de la traza indica una ecuación de cointegración (EC) al nivel del 5%.

^a Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel del 5%.
 Valor P: valor de probabilidad.

CUADRO A.5

Prueba de cointegración de Johansen:
 $L(M/Y) = f [L(R), L(B/Y)]$

Hipótesis: número de ecuaciones de cointegración	Valor propio	Estadística de valor propio máximo	Valor crítico 5%	Valor P
Ninguno ^a	0,421	27,358	22,299	0,009
Por lo menos 1	0,207	11,622	15,892	0,209
Por lo menos 2	0,014	0,726	9,164	0,981

Fuente: elaboración propia.

Nota: la prueba del autovalor máximo indica una ecuación de cointegración (EC) al nivel del 5%.

^a Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel del 5%.
 Valor P: valor de probabilidad.

CUADRO A.6

Prueba de cointegración de Johansen:
 $L(SP/Y) = f [L(B/Y)]$

Hipótesis: número de ecuaciones de cointegración	Valor propio	Prueba de la traza	Valor crítico 5%	Valor P
Ninguno ^a	0,532	47,908	20,262	<0,001
Por lo menos 1	0,150	8,434	9,164	0,070

Fuente: elaboración propia.

Nota: La prueba de la traza indica una ecuación de cointegración (EC) al nivel del 5%.

^a Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel del 5%.
 Valor P: valor de probabilidad.

CUADRO A.7

Prueba de cointegración de Johansen:
 $L(SP/Y) = f [L(B/Y)]$

Hipótesis: número de ecuaciones de cointegración	Valor propio	Estadística de valor propio máximo	Valor crítico 5%	Valor P
Ninguno ^a	0,532	39,474	15,892	<0,001
Por lo menos 1	0,150	8,435	9,164	0,070

Fuente: elaboración propia.

Nota: La prueba del autovalor máximo indica una ecuación de cointegración (EC) al nivel del 5%.

^a Indica rechazo de la hipótesis nula al nivel del 5%.
 Valor P: valor de probabilidad.

CUADRO A.8

Descripción de las variables

VARIABLES	Unidad de medida	Fuente
Medio de pago – fin de período (M)	Millones de reales	IPEA
PIB – precios de mercado (Y)	Millones de reales	IPEA
Tasa de interés – over/SELIC (R)	Porcentajes	IPEA
Formación bruta de capital fijo – (I)	Millones de reales	IPEA
Deflactor implícito del PIB (P)	Número índice	IPEA
Tipo de cambio nominal – reales/dólares – comercial – compra – media (E)	Porcentajes	IPEA
Tipo de cambio efectivo real – INPC – exportaciones (e)	Porcentajes	IPEA
Superávit primario (NFSP) – gobierno federal y banco central – primario – c/desvalorización cambiaria (SP)	Millones de reales	IPEA
Tasa de inflación – IPCA (π)	Porcentajes	IPEA
Impuestos directos = impuestos a la renta de la persona física y jurídica + impuestos a la propiedad territorial rural (ID)	Millones de reales	IPEA
Deuda pública, títulos públicos federales y operaciones de mercado abierto (B)	Millones de reales	BACEN
Expectativa media de inflación – IPCA – tasa acumulada para los próximos 12 meses $E_t(\pi_{t+1})$	Porcentajes	IPEA
Producción industrial – industria general	Quantum - índice desestacionalizado (media 2002 = 100)	IPEA

Fuente: elaboración propia.

PIB: producto interno bruto.

ID: impuestos directos.

IPEA: Instituto de Investigación Económica Aplicada.

BACEN: Banco Central del Brasil.

IPCA: índice nacional de precios al consumidor en su concepto amplio.

INPC: índice nacional de precios al consumidor.

NFSP: Necesidad de financiamiento del sector público

Quantum: índice de cantidad.

Tasa over/SELIC: indicador diario de la tasa de interés, corresponde a la tasa media ajustada del financiamiento diario de títulos del gobierno federal, calculada en el Sistema Especial de Liquidación y Custodia (SELIC) y publicada por el Banco Central del Brasil. Se trata de la tasa de interés básica del Brasil.

Bibliografía

- Almeida, Ch., T. Moreira y G. Souza (2008), "Optimal monetary rules in a context of fiscal disequilibrium: evidence from Brazil-1996:I to 2007:I", *Economia e desenvolvimento (Recife)*, Recife, Universidad Federal de Pernambuco.
- Araújo, J.T. y M.A.C. Martins (1999), "Economic growth with finite lifetimes", *Economics Letters*, vol. 62, N° 3, Amsterdam, Elsevier.
- Barro, R.J. (1974), "Are government bonds net wealth?", *Journal of Political Economy*, vol. 82, N° 6, Chicago, University of Chicago Press.
- Blanchard, O. (2004), "Fiscal dominance and inflation targeting: lessons from Brazil", *NBER Working Paper*, N° 10389, Cambridge, Massachusetts, marzo.
- Bohn, H. (1998), "The behavior of U.S. public debt and deficits", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 113, N° 3, Cambridge, Massachusetts, The MIT Press.
- Buiter, W. y R. Patel (1992), "Debt, deficits and inflation: an application to the public finances of India", *Journal of Public Economics*, vol. 47, N° 2, Amsterdam, Elsevier.
- Cusinato, R., A. Minella y S. Júnior (2010), "Hiato do produto e PIB no Brasil: uma análise de dados em tempo real", *Trabalhos para discussão*, N° 203, Brasília, Banco Central del Brasil, abril.
- Fisher, I. (1930), *The Theory of Interest*, Nueva York, Macmillan.
- Hodrick, R.J. y E.C. Prescott (1997), "Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 29, N° 1, Nueva York, Blackwell Publishing, febrero.
- Hsiao, C. (1997a), "Statistical properties of the two-stage least squares estimator under cointegration", *The Review of Economic Studies*, vol. 64, N° 3, Nueva York, Blackwell Publishing.
- _____ (1997b), "Cointegration and dynamic simultaneous equations models", *Econometrica*, vol. 65, N° 3, Nueva York, The Econometric Society.

- Johnston, J. y J. DiNardo (1997), *Econometric Methods*, Nueva York, McGraw-Hill.
- Kneebone, R.D. (1989), "On macro-economic instability under a monetarist policy rule in a federal economy", *The Canadian Journal of Economics*, vol. 22, Nº 3, Quebec, Canadian Economics Association, agosto.
- Leeper, E.M. (1991), "Equilibria under 'active' and 'passive' monetary and fiscal policies", *Journal of Monetary Economics*, vol. 27, Nº 1, Amsterdam, Elsevier.
- Lima, A.M.C. y J.V. Issler (2003), "A hipótese das expectativas na estrutura a termo de juros no Brasil: uma aplicação de modelos de valor presente", *Revista brasileira de economia*, vol. 57, Nº 4, Rio de Janeiro, Fundação Getulio Vargas, octubre-diciembre.
- Loyo, E. (1999), "Tight money paradox on the loose: a fiscalist hyperinflation", JFK School of Government, Universidad de Harvard, junio, inédito.
- Luporini, V. (2006), "Conceitos de sustentabilidade fiscal", *Textos para discussão*, Nº 189, Universidade Federal Fluminense, mayo [en línea] <http://www.uff.br/econ>.
- Martins, M.A.C. (1980), "A nominal theory of the nominal rate of interest and the price level", *The Journal of Political Economy*, vol. 88, Nº 1, Chicago, University of Chicago Press, febrero.
- Mendonça, M.J., L.A. Medrano y A. Sachsida (2009), "Avaliando os efeitos da política fiscal no Brasil: resultados de um procedimento de identificação agnóstica", *Textos de discussão*, Nº 1377, Brasília, Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA).
- Morais, J.F.M. y J.P. de Andrade (2004), "Como a dívida pública afeta a política monetária ótima?", *Finanças Públicas-IX Prêmio Tesouro Nacional*, Brasília, Escola de Administração Fazendária (ESAF).
- Moreira, T.B.S. y G. da S. Souza (2009), "A nominal theory of the nominal rate of interest and the price level: some empirical evidence", *Economics Bulletin*, vol. 29, Nº 4.
- Moreira, T.B.S., G. da S. Souza y Ch.L. Almeida (2007a), "Política fiscal e monetária: ativa ou passiva? Uma análise empírica e suas implicações sobre as regras ótimas de política monetária", *Cadernos de finanças públicas*, Brasília, Escola de Administração Fazendária (ESAF).
- (2007b), "The fiscal theory of the price level and the interaction of monetary and fiscal policies: the Brazilian case", *Brazilian Review of Econometrics*, vol. 27, Nº 1, Rio de Janeiro, Sociedade Brasileira de Econometria, mayo.
- Phillips, P.C.B. (1988), "Regression theory for near-integrated time series", *Econometrica*, vol. 56, Nº 5, Nueva York, The Econometric Society, septiembre.
- Phillips, P.C.B. y P. Perron (1988), "Testing for a unit roots in time series regression", *Biometrika*, vol. 75, Nº 2, Oxford University Press.
- Sala, L. (2004), "The fiscal theory of the price level: identifying restrictions and empirical evidence", *Working Paper*, Nº 257, Innocenzo Gasparini Institute for Economic Research (IGIER), Milán, abril.
- Sargent, T.J. y N. Wallace (1981), "Some unpleasant monetarist arithmetic", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, vol. 5, Nº 3, Minneapolis, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Scarth, W.M. (1996), *Macroeconomics: An Introduction to Advanced Methods*, Canadá, Harcourt Brace & Company.
- Souza, G., T.B.S. Moreira y J.R. Albuquerque (2007), "Intertemporal solvency and public debt: evidence from Brazil-1995-2004", *Planejamento e políticas públicas*, Nº 30, Brasília, Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA), junio-diciembre.
- Taylor, J.B. (1993), "Discretion versus policy rules in practice", *Carnegie-Rochester Conferences Series on Public Policy*, vol. 39, Nº 1, Amsterdam, Elsevier, diciembre.
- Verdini, M. (2003), "Regras monetárias e restrição fiscal: uma análise da política de metas para a inflação no Brasil", inédito.
- Wilcox, D. (1989), "The sustainability of government deficits: implications of the present-value borrowing constraint", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 21, Nº 3, Nueva York, Blackwell Publishing, agosto.
- Woodford, M. (2003), *Interest and Prices*, Princeton, Princeton University Press.
- (1995), "Price level determinacy without control of a monetary aggregate", *NBER Working Paper*, Nº 5204, Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research.