

Entradas de capitales extranjeros y el rendimiento de los bonos de deuda pública

Márcia S. Leon

Resumen

Este documento analiza el comportamiento del rendimiento de los bonos de renta fija a cinco años en moneda nacional del gobierno federal de Brasil, en respuesta a las fluctuaciones en la entrada de capitales internacionales al país en el periodo comprendido entre enero de 2007 y julio de 2012, aplicando un método similar al de Warnock y Warnock (2005) y al de Pradhan et al. (2011). Nuestros resultados demuestran que cuando se incluye una tendencia temporal lineal en las especificaciones, el coeficiente de participación extranjera en la deuda pública federal es no significativo y de signo incorrecto (positivo). Los estudios anteriores que no incluyen una tendencia en el tiempo hallaron que este coeficiente es significativo. Además, la tasa efectiva de requerimiento de reservas afecta significativamente el rendimiento interno; sin embargo, no ha habido referencias a esta variable independiente en anteriores investigaciones y esta podría estar relacionada con los flujos de capital extranjero.

Palabras clave: bonos, entradas de capitales extranjeros.

Clasificación JEL: F210, G120.

M. Leon <marcia.leon@bcb.gov.br> , Departamento de Investigaciones del Banco Central do Brasil. La autora agradece los comentarios y sugerencias de Eduardo Lima, Emanuel Kohlscheen, Gustavo Araújo, Osmani Guillén, Wagner Gaglianone y Waldyr Areosa del Departamento de Investigación del Banco Central do Brasil y a un revisor anónimo. Las opiniones aquí expresadas son las de la autora y no necesariamente reflejan las del Banco Central do Brasil.

1. INTRODUCCIÓN

La evidencia reciente acerca del vínculo entre los flujos de capital internacionales y los precios de los activos muestra que los países que mostraron mayores movimientos en los precios de las viviendas fueron también los que tuvieron una mayor y creciente entrada neta de capitales externos, tal y como lo señalan Favilukis *et al.* (2012). Además, como apunta Peiris (2010), la inversión externa en los mercados de capitales es una fuente de demanda que puede disminuir los rendimientos de los bonos internos y a la vez aumentar la liquidez de esos mercados. El papel que estos flujos desempeñaron sobre los precios de la vivienda y también de otros activos ha despertado el interés de los formuladores de políticas debido a la inestabilidad en el sector financiero nacional que podría haber sido provocada por estos movimientos repentinos y bruscos.

Desde el decenio de los ochenta, el flujo neto de capital hacia las economías de mercados emergentes (EME) ha fluctuado de modo significativo.¹ Según el FMI (2011), la entrada neta de capitales a las EME se correlaciona negativamente con las tasas de interés mundiales y con la aversión al riesgo: suben en épocas de bajas tasas de interés en el mundo y de mayor apetito por el riesgo de los inversionistas y bajan cuando ocurre lo contrario. Además, la amplitud de los diferenciales de la tasa de interés entre América Latina y las regiones desarrolladas, ayudada por las recientes políticas de expansión monetaria cuantitativa en las economías avanzadas, ha contribuido a incrementar de forma positiva la participación de los inversionistas extranjeros en los mercados de deuda en moneda nacional, especialmente en mercados más líquidos para valores en moneda nacional, como México y Brasil (ver IIF, 2012).

Durante el decenio de los noventa, Brasil inició una liberalización gradual de su cuenta financiera, la cual produjo un aumento en la inversión extranjera directa y significativas entradas de inversión de cartera. Entre 2006 y 2011, aumentó casi tres veces la participación de los bonos de deuda pública brasileña en los activos totales de los inversionistas extranjeros (CEMEC, 2012). Los bonos de deuda pública

¹ Ver gráfica 4.1 del FMI (2011). Los flujos netos son la suma de la entrada y salida bruta de capitales. La salida de capitales se registra con un signo negativo.

con mayor participación en su cartera fueron los bonos de renta fija a cinco años plazo (ver Moreira y Rocha, 2010, p. 331).²

Este artículo tiene como objetivo estudiar los precios de los activos que funcionan como garantías en transacciones de crédito en Brasil, para analizar la respuesta a las fluctuaciones en las entradas de capital neto internacional. Los precios de vivienda han sido considerados como precios adelantados de los activos en recientes investigaciones que analizan el efecto de la entrada de capitales extranjeros sobre los precios de los activos.³ Sin embargo, en el país las líneas de crédito que tienen a las viviendas como garantía (conocidas como préstamo con garantía hipotecaria) han tenido poco uso en los bancos brasileños más grandes, habiéndose estimado una participación menor al 1% del total de créditos destinados al sector de viviendas. En cambio, los bonos de deuda pública federal interna (DPFI) han tenido un papel especial como garantía en operaciones de recompra. Asimismo, han atraído el interés de los inversionistas extranjeros.⁴ Por tanto, parece más apropiado enfocarse en el precio de los bonos DPFI de renta fija.

El modelo que se desarrolló para Brasil se basa en Warnock y Warnock (2005) y Pradhan *et al.* (2011). Este inicia con una selección de variables económicas consideradas como apropiadas por estudios teóricos y empíricos para analizar el efecto de los movimientos en las entradas de capital extranjero sobre el precio de los bonos públicos de renta fija emitidos por las EME. La muestra para esta investigación tiene datos mensuales de enero de 2007 a julio de 2012, debido a que la información sobre la participación de no residentes como tenedores de DPFI brasileña inició después de enero de 2007.

Este capítulo contribuye a evaluar el efecto de las entradas de capital extranjero en la dinámica a corto y mediano plazos de los

² Los bonos de renta fija son las NTN-F (Notas do Tesouro Nacional – série F) y las LTN (Letras do Tesouro Nacional). Las primeras NTN-F fueron emitidas en diciembre de 2003, con plazo a cuatro años. Estos bonos tenían cupones de interés semestrales con rendimiento del 10% anual y permitían el corte del cupón. Esta característica permitía a los inversionistas desagregar estos bonos en varios bonos cero cupón de renta fija con plazos diferentes, de forma similar a las LTN existentes (Secretaria do Tesouro Nacional, 2005).

³ Ver Favilukis *et al.* (2012) y Tillman (2012).

⁴ Según la Carta Circular número 3336, publicada el 6 de agosto de 2008, los bonos los LTN, NTN-B y NTN-F son usados en operaciones de recompra.

rendimientos de los bonos de deuda pública de renta fija a cinco años, mediante la estimación de un conjunto de modelos de corrección del error y ecuaciones de cointegración con base en Johansen y Juselius (1990). Se encuentra que la participación extranjera en la DPMI disminuye el rendimiento a largo plazo de los bonos DPMI brasileños en moneda nacional a cinco años, tal y como Vale (2012) y Peiris (2010, p. 13) también lo hicieron (ver el cuadro A.1 en el anexo).

Este capítulo se distribuye como sigue. La sección 2 describe los estudios recientes relacionados con el efecto de las entradas de capitales extranjeros sobre los precios de los bonos de deuda pública. La sección 3 presenta algunos hechos estilizados acerca de la participación extranjera en los activos nacionales brasileños. La sección 4 describe el proceso de estimación que se usó para calcular el efecto de las entradas netas de capitales extranjeros sobre el rendimiento de la DPMI de renta fija a cinco años. En la última sección se presentan las conclusiones.

2. REVISIÓN DE LA BIBLIOGRAFÍA

Algunos estudios recientes analizan el efecto de las entradas de capitales extranjeros sobre el rendimiento de los bonos de deuda pública a largo plazo. Warnock y Warnock (2005) investigan el efecto sobre el rendimiento de los bonos del Tesoro de Estados Unidos a 10 años. En particular, ellos consideran que el rendimiento de los bonos es prospectivo y, por lo tanto, su modelo incluye las expectativas de inflación y de crecimiento, en lugar del déficit público, la prima de riesgo de la tasa de interés y las variables que registran los efectos de las políticas monetaria y fiscal. Pradhan *et al.* (2011) siguen un proceso similar para un grupo de economías de mercado emergentes seleccionadas, incluido Brasil. Peiris (2010) usa un panel de datos para 10 EME con un enfoque basado en Baldacci y Kumar (2010) para seleccionar las variables macrofinancieras de control.⁵ Estos estudios encuentran un efecto significativo de los flujos extranjeros en los precios los bonos en moneda nacional.

⁵ Baldacci y Kumar (2010) también se preocupan por los factores determinantes de los rendimientos de los bonos públicos en moneda nacional, pero se enfocan en los efectos sobre el déficit y la deuda públicos, en lugar de la participación extranjera sobre los rendimientos de los bonos soberanos.

Miyajima *et al.* (2012) no usan de manera explícita las entradas de capitales extranjeros o la participación extranjera en la deuda pública como variables de control; en su lugar incluyen sus factores determinantes. Su estimación, con base en modelos de datos de panel, busca evaluar los efectos de factores externos e internos sobre el rendimiento de los bonos de deuda pública en moneda nacional. Ellos hallan que son los factores internos los que prevalecen como determinantes del rendimiento de los bonos de las EME para un grupo de 11 de estas economías, en las cuales se incluye a Brasil, para el periodo comprendido entre diciembre de 2000 a diciembre de 2011.⁶

Para el caso específico de evaluar el efecto de la participación extranjera sobre los rendimientos de los bonos de deuda pública brasileña, Vale (2012) desarrolla un modelo particular para Brasil que se basa en una identidad establecida entre el cambio de la DPFI en dos periodos consecutivos y los requerimientos de endeudamiento del sector público. Esto se estima con vectores autorregresivos y se aplica a los bonos del gobierno federal en moneda nacional a cinco años para el periodo de enero de 2005 a noviembre de 2010. Esta investigación se enfoca en los bonos de igual plazo pero usa un modelo alterno.

3. EVOLUCIÓN RECIENTE DE LA PARTICIPACIÓN EXTRANJERA EN LOS ACTIVOS INTERNOS BRASILEÑOS

En respuesta a la apertura financiera a los flujos de capital provenientes del extranjero, durante la segunda mitad de los años noventa Brasil experimentó un alza en la inversión extranjera directa y una importante entrada de inversión de cartera, especialmente durante 1994, 1996 y 1998. Como se muestra en la gráfica 1, la inversión de cartera mostró una marcada alza después de 2006, alcanzando los 68,000 millones de dólares en 2010.⁷

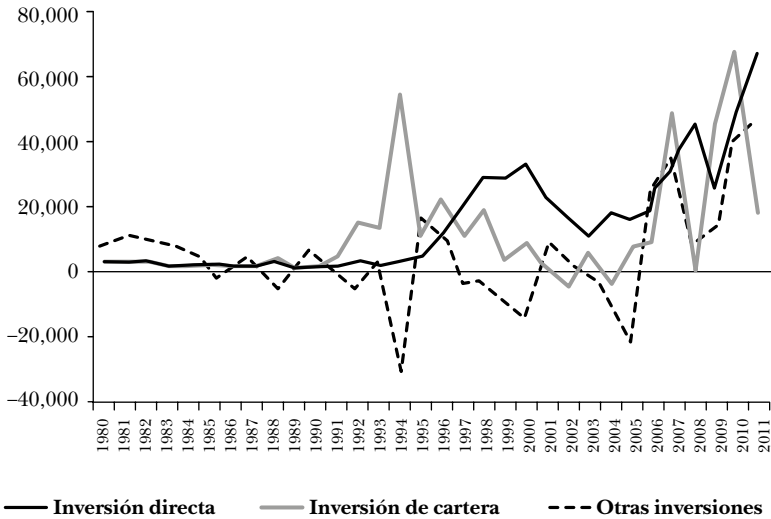
⁶ Como en Warnock y Warnock (2005), Miyajima *et al.* (2012) también usan variables de pronóstico para resolver un problema de endogeneidad, debido al efecto del estado del ciclo económico sobre las tasas de interés (ver Laubach, 2003).

⁷ Como señala Vale (2012, p. 6), Brasil obtuvo el estatus de *grado de inversión* en abril de 2008 lo que contribuyó con la subida de la entrada de capitales.

Gráfica 1

FLUJOS NETOS ANUALES DE CAPITAL A BRASIL, 1980-2011

Millones de USD



Fuente: Banco Central do Brasil

Sin embargo, estos flujos cayeron fuertemente en 2008, luego del colapso de Lehman Brothers en septiembre de ese año y nuevamente en 2011 como resultado del aumento de la tasa del impuesto a las transacciones financieras (la tasa del impuesto IOF), para las inversiones externas de cartera.⁸ El análisis en Forbes *et al.* (2012), que usa un conjunto de datos del Emerging Portfolio Fund Research (EPFR), muestra que los mayores controles de capital entre 2006 y

⁸ Durante el periodo 2007-2013, Brasil aplicó diferentes tasas del impuesto IOF a las transacciones en moneda extranjera relacionadas con las entradas de capitales extranjeros hacia los mercados financiero y de capital nacionales. Las tasas impuestas, por porcentaje y fecha, fueron: 1.5%, en marzo de 2008 (Decreto 6,391); 0%, en octubre de 2008 (Decreto 6,613); 2%, en octubre de 2009 (Decreto 6,983); 4%, el 4 de octubre de 2010 (Decreto 7,323); 6%, el 18 de octubre de 2010 (Decreto 7,323); y 0%, en junio de 2013 (Decreto 8,023).

2011 provocaron que los inversionistas redujeran la participación de su cartera colocada en Brasil.

Como se muestra en el cuadro A.1, la composición de la cartera de los inversionistas extranjeros en Brasil entre 2000 y 2011 estuvo constituida principalmente por inversiones en acciones; aunque también fueron significativas con respecto al total de activos la tenencia de bonos de deuda pública y las participaciones en fondos de inversión. En particular, entre 2006 y 2011, la participación de las inversiones en bonos de deuda pública pasó de un 11% a un 28% del total de activos de los inversionistas extranjeros. La expansión de la demanda de bonos de deuda pública se benefició desde 2006 de la reducción a cero de la tasa del impuesto al ingreso sobre los rendimientos devengados por las inversiones, de inversionistas no residentes, en bonos DPFI o en fondos mutualistas que estén compuestos en un 98% de estos bonos.^{9,10} Según datos del Tesoro Nacional brasileño, cuando se suman las inversiones de no residentes en bonos de deuda pública y fondos mutualistas constituidos por tales bonos, su participación en la DPFI aumenta casi linealmente, desde un 1.8% en diciembre de 2000 hasta un 15.4% 11 años después. Los bonos de deuda pública en manos de no residentes son principalmente las NTN-F y las LTN (gráfica A.1)

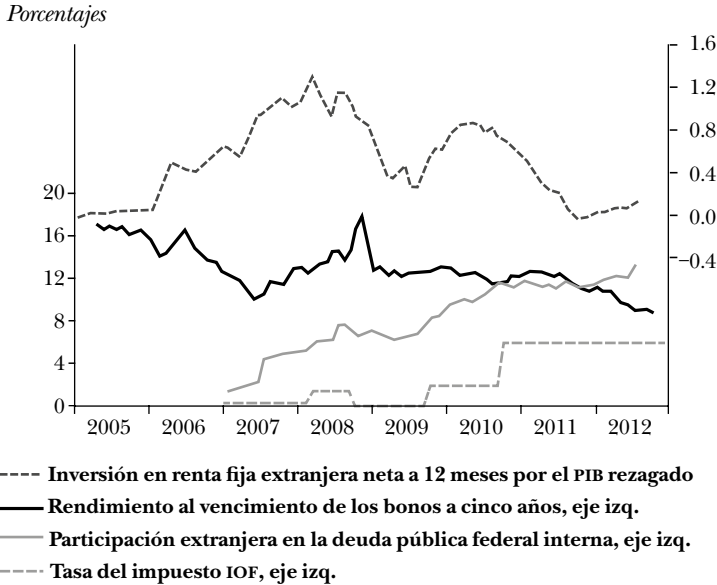
En la gráfica 2 se muestra la relación negativa entre los rendimientos de los bonos de deuda pública de renta fija a cinco años de Brasil y la participación de los inversionistas extranjeros en el total de la DPFI. Una relación negativa más fuerte entre las dos series resulta más evidente después de 2009. Los rendimientos se obtuvieron de la estructura por plazos de tasas de interés estimada por la Asociación

⁹ Esta decisión la tomó el gobierno federal mediante la Medida Provisoria 28, del 16 de febrero de 2006. La medida se convirtió en la Ley 11,312 el 27 de junio de 2006. Ver Costa (2008, p. 8) y <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2004-2006/2006/Lei/L11312.htm>.

¹⁰ Moreira y Rocha (2010) mencionan que un informe de la Asociación Nacional de Instituciones de Mercado Financiero (Associação Nacional das Instituições do Mercado Financeiro, Andima), dado a conocer cuando el gobierno tomó esta decisión, anticipaba que el incremento de la demanda de bonos DPFI provocaría una reducción en las tasas de interés a largo plazo, ya que los inversionistas extranjeros prefieren los bonos a largo plazo. Sin embargo, Moreira y Rocha (2006) mostraron una caída en los precios, lo cual se opone a lo esperado por el informe de la Andima. Ellos atribuyen sus resultados al alza simultánea de las ofertas públicas de bonos públicos.

Gráfica 2

RENDIMIENTOS NOMINALES, ENTRADAS DE CAPITALES EXTRANJEROS
Y LA TASA DEL IOF



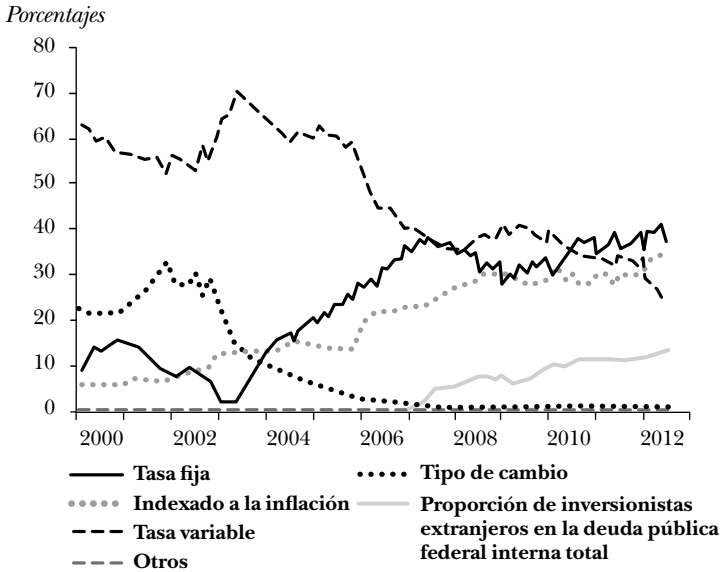
Fuentes: Bloomberg, Secretaria do Tesouro Nacional y Banco Central do Brasil.

Brasileña de las Entidades de los Mercados Financieros y de Capital (Anbima, por sus siglas en portugués), la cual es similar a la serie genérica de bonos públicos nacionales en moneda nacional que publica Bloomberg y que se utilizó en Peiris (2010).

La participación de los inversionistas extranjeros en el total de la DPFI aumentó en el periodo de 2007 a 2012 en la medida que su demanda creció. En la gráfica 3, desde 2002-2003 la participación de los bonos de renta fija así como los bonos indexados a la inflación con respecto al total de la DPFI aumentó de manera significativa, mientras que la participación de los bonos de renta variable había caído radicalmente. Sin embargo, estos movimientos se suavizaron a partir de 2006 y desde entonces la participación de estos tres bonos principales (de renta fija, indexados a la inflación y de renta variable) se ha mantenido en un intervalo del 20% al 40% en relación

Gráfica 3

COMPOSICIÓN DE LA DEUDA PÚBLICA FEDERAL INTERNA
EN RELACIÓN CON DIFERENTES BONOS



Fuente: Tesouro Nacional (Anexo Relatório Mensal da Dívida, julio 2012, cuadro 2.5).

con el total de la DPFI. Como sus participaciones no han caído significativamente durante este periodo, la participación más alta de los inversionistas extranjeros es el resultado del alza de la demanda por parte de los inversionistas extranjeros.

4. ESTIMACIÓN

La especificación del modelo se basa en la siguiente ecuación lineal de forma reducida:

$$1 \quad r_t^{LT} = c + \beta_1 r_t^{ST} + \beta_2 \pi_t^e + \beta_3 x_t^e + \beta_4 \rho_t + \beta_5 f_t + \beta_6 y_t^e + \beta_7 d_t + \beta_8 r_t^* + \beta_9 \theta_t + \beta_{10} B_t + \varepsilon_t,$$

donde r_i^{LT} denota el rendimiento nominal de los bonos de renta fija a cinco años del gobierno federal brasileño en moneda nacional, expresado en puntos porcentuales. Para registrar el efecto de la política monetaria nacional en las tasas a largo plazo se usa la tasa Selic, es decir, la tasa de interés objetivo a corto plazo, r_i^{ST} . Como la tasa de interés nominal es una función de la inflación esperada, la tasa de inflación esperada adelantada para un año π_i^e se incluye en la especificación del modelo como variable explicativa. Además, los inversionistas extranjeros calculan sus rendimientos esperados, no sólo en términos reales, sino también denominados en su propia moneda. Por lo tanto, la depreciación esperada de la moneda nacional durante los próximos 12 meses, x_i^e , se considera como un factor determinante del rendimiento de los bonos a largo plazo. En la medida en que un aumento en la depreciación esperada de la moneda nacional disminuye la demanda por bonos denominados en moneda nacional, aumenta su rendimiento al vencimiento. La prima de riesgo de la tasa de interés, ρ_i , transmite la idea de que su disminución contribuye con menores rendimientos a largo plazo. El saldo fiscal, f_i , también influye también en el rendimiento al vencimiento de los bonos del gobierno a largo plazo: cuando mejora, las tasas de interés caen; cuando se deteriora, suben. Asimismo, para tener en cuenta la posición cíclica de un país, se incluyen dos variables alternativas en el modelo, y_i^e : una, dada por el crecimiento económico esperado para los próximos 12 meses, y otra, dada por la brecha del producto. Para controlar los efectos de liquidez, se usa la tasa efectiva de requerimientos de reservas, d_i . Cada vez que el gobierno reduce esta tasa, aumenta la cantidad de bonos públicos ofrecidos al mercado porque se necesitan menos bonos públicos para cumplir con las reglas de la autoridad monetaria y, como tal, aumentan sus rendimientos. Como en Miyajima (2012), el rendimiento de un activo seguro internacional, r_i^* , también se incluye en la especificación del modelo para tomar en cuenta los comovimientos respecto el rendimiento del bono en moneda nacional. La tasa del impuesto IOF sobre las inversiones de renta fija extranjeras, θ_i , también se incluye en las estimaciones. Finalmente, la participación de no residentes en la DPFI, B_i , se usa para registrar el efecto de la demanda de los inversionistas extranjeros sobre el precio de los bonos del gobierno de renta fija nacionales. También se prueba una variable alternativa: las inversiones de renta fija a plazo fijo externas netas a

12 meses negociadas en el país escaladas por el rezago del producto interno bruto.

La gráfica 2 muestra claramente la participación extranjera en la DPFI como una tendencia. Según la hipótesis que se haga acerca de esa tendencia, se obtienen resultados distintos. Cuando se considera una tendencia estacionaria, esta se torna no significativa para explicar el comportamiento del rendimiento de los bonos en un modelo de mínimos cuadrados en dos etapas. Su coeficiente muestra el signo opuesto, en tanto cuando se trata de una tendencia tiempo es altamente significativa. Esto es una señal de que una tendencia tiempo se debe incorporar en la regresión. La correlación del rendimiento nominal de los bonos de renta fija con la tendencia tiempo es de -0.73 y de la participación extranjera en la DPFI con la tendencia tiempo es de 0.96 .¹¹ Sin embargo, Enders (1995, p. 252) alerta acerca de que puede ser difícil diferenciar entre una tendencia estacionaria y una raíz unitaria con un proceso de deriva, la cual es una diferencia estacionaria. En tanto no hay una razón teórica ni empírica para suponer un proceso de tendencia estacionaria, la hipótesis de diferencia estacionaria también se evalúa y produce resultados más apropiados.

4.1 Datos

Las fuentes de datos que usaron en las estimaciones son las siguientes. Como se mencionó antes, los rendimientos nominales de los bonos a largo plazo, r_t^{LT} , para Brasil provienen de la Anbima. La tasa de interés a corto plazo, r_t^{ST} , se describe con la tasa objetivo de política monetaria de Brasil al último día del mes, en términos anuales.¹² La tasa de inflación esperada adelantada para un año y la devaluación esperada de la moneda nacional se obtuvieron a partir de las series de tiempo que produce el Banco Central do Brasil.¹³ Las

¹¹ Greene (1990, p. 178-179) señala el peligro de obtener conclusiones de una regresión de dos variables que tienen tendencia tiempo; sin embargo, la tendencia tiempo no se incluye en la regresión.

¹² Las series 432, del Banco Central do Brasil –Series temporales (<http://www.bcb.gov.br/en/#!/n/TIMESERIESEN>), de aquí en adelante Series de tiempo BCB.

¹³ Las expectativas del mercado se obtuvieron de <https://www3.bcb.gov.br/expectativas/publico/en/serieestatisticas>. La inflación esperada es la mediana de la inflación IPCA acumulada de los próximos

series de prima de riesgo se aproximan con sustitutos alternos de la prima de riesgo; incluimos los diferenciales de CDS brasileños, el índice EMBI sin cupón para Brasil y el VIX (Chicago Board Options Exchange Market Volatility Index).¹⁴ El saldo fiscal se representa con los requisitos mensuales de endeudamiento del sector público (PSBR) como porcentaje del PIB.¹⁵ El crecimiento económico esperado para el año siguiente es el crecimiento esperado de la producción industrial y también la brecha del producto brasileño medida por el IBC-BR.^{16,17} El rendimiento del activo seguro internacional es el rendimiento promedio mensual de la tasa a plazo constante del Tesoro estadounidense a cinco años, de la Junta de Gobernadores del Sistema de la Reserva Federal. La participación de los inversionistas no residentes como tenedores de DPFÍ está disponible en el Tesouro Nacional y la inversión extranjera neta en renta fija a largo plazo negociada en el país, del Banco Central do Brasil.^{18,19}

12 meses y el tipo de cambio esperado es la mediana del último día del mes para los próximos 12 meses. El cálculo de la tasa de devaluación nominal esperada del real brasileño toma en cuenta el tipo de contado de compra, al final del periodo, BRL/USD, código de series 3695, de las series de tiempo BCB.

- ¹⁴ Se refieren a los códigos CDS USD SR 5Y Corp PX_LAST en puntos básicos y a VIX USA PX LAST, respectivamente, de Bloomberg. El CDS es una medida del costo de seguro contra impago, y el VIX, de la aversión al riesgo de los inversionistas. Ambas series corresponden al promedio aritmético mensual de los datos diarios, en puntos porcentuales. La serie del EMBI sin cupón también se tomó de Bloomberg.
- ¹⁵ Ver la hoja de cálculo NFSPP.xls, hoja de cálculo Mensal -% PIB, en <<http://www.bcb.gov.br/?SERIEFINPUB>> a fin de obtener las series para los PSBR nominales y primarios. Estas series se ajustan estacionalmente mediante el X-12.
- ¹⁶ El crecimiento económico esperado para el próximo año es la mediana de las expectativas del mercado obtenida en <<https://www3.bcb.gov.br/expectativas/publico/en/serieestatisticas>>.
- ¹⁷ La brecha del producto se calcula como la diferencia logarítmica entre las series ajustadas estacionalmente del IBC-Br (serie 17632 de las series temporales BCB) y esta misma serie filtrada con el filtro HP.
- ¹⁸ Corresponde a la suma móvil a 12 meses de la inversión neta de cartera en inversiones de renta fija a largo plazo negociadas en el país (series 8226 de las series temporales BCB) escaladas por el PIB rezagado acumulado en los últimos 12 meses (series 4192 de las series temporales del BCB).
- ¹⁹ Los tenedores de bonos públicos federales no residentes incluyen las cuentas de no residentes creadas por la Circular No. 3278 del 18 de

4.2 Pruebas de raíz unitaria y de cointegración

Se aplicaron tres pruebas de raíz unitaria convencionales (ADF, PP y KPSS) para evaluar la estacionariedad de cada una de las series.²⁰ Los resultados (ver cuadro A.3) no son concluyentes entre las tres pruebas, pero no se rechaza la hipótesis nula de que el rendimiento de los bonos en moneda nacional a cinco años, la tasa objetivo Selic, la participación de los inversionistas extranjeros en la DPFI, las entradas de capital externos a 12 meses en inversiones de renta fija respecto al PIB rezagado, y el rendimiento de los bonos del Tesoro estadounidense a cinco meses tienen raíz unitaria.²¹ Las pruebas también señalan que la tasa efectiva de los requerimientos de reservas es no estacionaria; sin embargo, para tener un quiebre estructural luego de 2008 (gráfica A.2), lo cual podría llevar a aceptar una raíz unitaria falsa. La brecha del producto, el saldo fiscal como porcentaje del PIB (ajustado por estacionalidad), la variación esperada adelantada 12 meses del tipo de cambio, el VIX, la prima de riesgo país EMBI para Brasil y los CDS brasileños son todas variables estacionarias. Además, las pruebas de raíz unitaria señalan que las expectativas de inflación adelantadas 12 meses tienen raíz unitaria. Gomes da Silva y Leme (2011) obtienen el mismo resultado cuando no se toma en cuenta la posibilidad de quiebres estructurales; de otra forma, estos son estacionarios con reversión de la media. Con esta evidencia, la serie de expectativas de inflación se considera estacionaria.

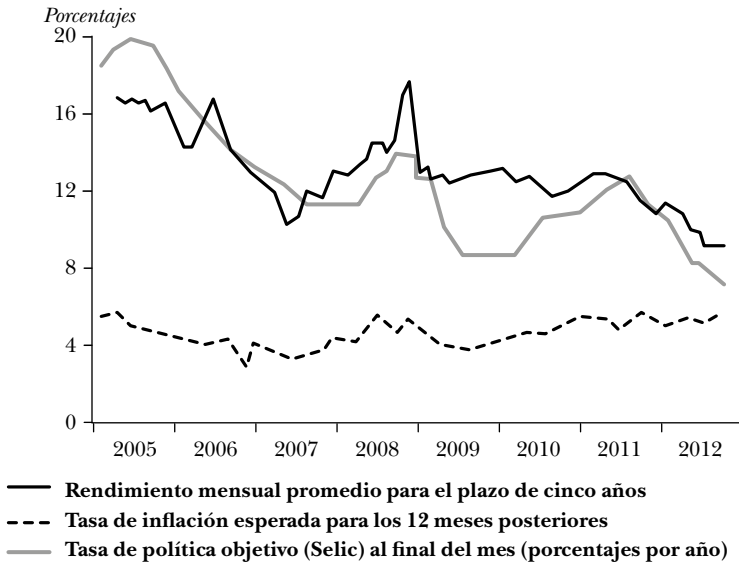
junio de 2007 (ver cuadro, anexo 2.7: Tenedores de valores públicos, del informe mensual de deuda pública federal, abril de 2012, publicado por el Tesouro Nacional en <http://www.tesouro.fazenda.gov.br/hp/relatorios_divida_publica.asp>). Según la nota al pie 4 del cuadro 2.7, los inversionistas no residentes son personas físicas o entidades legales y fondos y otras entidades de inversión colectiva, domiciliadas en el extranjero o con oficinas centrales en otros países. Se incluyen los valores o acciones en manos de no residentes por medio de los fondos de inversión.

²⁰ Las siglas ADF, PP y KPSS se refieren a las pruebas univariadas de raíz unitaria Dickey-Fuller aumentada (*augmented Dickey-Fuller*), Phillips-Perron y Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin. Estas se aplican con el software EViews.

²¹ Medeiros *et al.* (2011, p.10-11) aplican pruebas de raíz unitaria convencionales a la tasa de interés Selic nominal mensual anualizada para el periodo de diciembre de 2001 a diciembre de 2010. Asimismo, usa otras pruebas de raíz unitaria que consideran una fecha de punto de quiebre desconocida y obtiene que la tasa Selic es estacionaria.

Gráfica 4

**BRASIL: RENDIMIENTO NOMINAL, TASA DE POLÍTICA
E INFLACIÓN ESPERADA A 12 MESES**



Fuentes: Anbima y Banco Central do Brasil - series de tiempo.

Warnock y Warnock (2005, p. 12-13) tienen la hipótesis de que el rendimiento de los bonos del Tesoro a largo plazo están cointegrados tanto con la expectativa de inflación como con la tasa de fondos federales. La gráfica 4 muestra variables similares para Brasil: el rendimiento nominal de los bonos NTN-F, la tasa de inflación esperada para el IPCA y la tasa de interés objetivo Selic. Para este capítulo se aplicó la prueba de Johansen para variables no estacionarias. Los resultados están disponibles en el cuadro A. 4.

Los estadísticos de traza y de eigenvalor máximo rechazan la hipótesis de no cointegración entre el rendimiento de los bonos brasileños a cinco años plazo, la tasa de interés objetivo, la participación extranjera en la DPFy y la tasa efectiva de requerimientos de reservas. En estudios previos donde se encontró que la tasa de interés objetivo es estacionaria, la prueba de Johansen también rechazó la no cointegración, cuando la tasa de interés objetivo se ha excluido. Otros experimentos reintroducen la tasa de interés objetivo y eliminan el

requerimiento de reserva, pero estos no rechazan un vector de cointegración con un nivel del 5%. Cuando se añade al rendimiento de los bonos del Tesoro a cinco años, aparece un signo negativo contraintuitivo para esta variable, excepto cuando los flujos extranjeros a 12 meses en inversiones de renta fija respecto al PIB rezagado se sustituye con la participación extranjera en la deuda pública federal interna.

4.3 Cointegración y el modelo de corrección del error

La senda a corto plazo de las variables cointegradas está influida por la desviación del equilibrio a largo plazo y su efecto se representa en un modelo de corrección del error. La relación de largo plazo entre las variables cointegradas está dada por un vector de cointegración. Al considerar el vector que halló entre el rendimiento de los bonos brasileños a cinco años, r_t^{LT} , la tasa de interés objetivo, r_t^{ST} , y la participación de los inversionistas extranjeros en la DPFI, B_t , la representación del vector de corrección del error correspondiente se especifica como:

$$\begin{aligned} \Delta r_t^{LT} = & \alpha_0 + \alpha_1 (r_{t-1}^{LT} - \beta_0 - \beta_1 r_{t-1}^{ST} - \beta_2 B_{t-1}) + \xi_1^{(1)} \Delta r_{t-1}^{LT} + \\ & + \xi_2^{(1)} \Delta r_{t-1}^{ST} + \xi_3^{(1)} \Delta B_{t-1} + \dots + \xi_1^{(p-1)} \Delta r_{t-(p-1)}^{LT} + \\ & + \xi_2^{(p-1)} \Delta r_{t-(p-1)}^{ST} + \xi_3^{(p-1)} \Delta B_{t-(p-1)} + \Theta Z + \varepsilon_t. \end{aligned}$$

El vector de cointegración es $(1, -\beta_1, -\beta_2)$ y las variables cointegradas son r^{LT} , r^{ST} y B ; β_0 es una constante. La representación VEC señala que cambios en el rendimiento de los bonos brasileños a cinco años se regresan sobre una constante, $(p-1)$ rezagos sobre sus propios cambios, $(p-1)$ rezagos de otras variables del sistema de cointegración, un término de corrección del error, un vector Z de variables de control y un término de error ε_t . Después de experimentar con un amplio conjunto de variables de control, los modelos finalizaron con seis de estas: el saldo fiscal como porcentaje del PIB, el índice de volatilidad (VIX), la brecha del producto, la tasa del impuesto IOF, la primera diferencia del rendimiento de los bonos del Tesoro estadounidense a cinco años, y la tasa de requerimientos de reservas. También se usó una variable ficticia para diciembre de 2008. El rendimiento de los bonos del Tesoro estadounidense a cinco años se incluyó en primera diferencia en los modelos del I al V, debido a su signo contraintuitivo, cuando está en una ecuación de cointegración. El cuadro A.5 presenta

los resultados de las estimaciones VEC para los seis modelos. Allí se muestra que en estos cinco modelos un aumento en la tasa de cambio mensual del rendimiento de los bonos del Tesoro a cinco años tiene un efecto significativo sobre la tasa de cambio del rendimiento de los bonos brasileños a cinco años, como se espera. Los criterios de información de Schwarz y de Hannan-Quinn señalan que el modelo con sólo un rezago debería elegirse en todos los casos.

En el cuadro A.5 también se señala que los modelos IV y V son los que tienen los coeficientes R^2 ajustados más altos, con el coeficiente de participación extranjera en la deuda pública federal interna del signo y las magnitudes esperados como en estudios anteriores. En particular, la relación de cointegración sugiere que el aumento de un punto porcentual de la participación extranjera en la DPFI genera una reducción de siete puntos básicos en los bonos brasileños a cinco años en el largo plazo ($\beta_2 = -0.0712$ en el modelo IV y $\beta_2 = -0.0700$ en el modelo V). Pradhan *et al.* (2010) estiman cuatro puntos básicos y Vale (2015), 6.58 puntos básicos. Peiris (2010) obtiene una reducción de seis puntos básicos usando datos trimestrales.²² El modelo IV además muestra que el coeficiente de la ecuación de cointegración (conocido como la velocidad del ajuste después de desviaciones con respecto al equilibrio de largo plazo) es significativo al 1%, negativo y que su valor absoluto es menor que uno. Por lo tanto, el error de desequilibrio se corrige a un ritmo razonable y los cambios de corto plazo en el rendimiento de los bonos brasileños a cinco años están afectados por la participación extranjera en la DPFI. La significancia del coeficiente de velocidad del ajuste asegura que el modelo IV tiene una representación de la corrección del error. La inferencia análoga se obtiene del modelo V.

El cuadro A.5 también presenta los resultados de otras estimaciones VEC relativas a los vectores de cointegración alternativos. Los modelos I, II y III que incluyen la tasa de requerimientos de reservas aparentemente no estacionaria, d_t , genera ecuaciones de equilibrio de largo plazo con el signo negativo esperado tanto para la participación extranjera en la DPFI como en la tasa efectiva del requerimiento

²² Para comparar los coeficientes estimados de cada modelo con los obtenidos en estudios previos, en la última columna del cuadro A.1 se muestran los resultados de Warnock y Warnock (2005), Baldacci y Kumar (2010), Pradhan *et al.* (2011), Peiris (2010) y Mijayima *et al.* (2012).

de reservas, pero con magnitud mayor que en los modelos IV y V. El supuesto plausible es que la tasa efectiva del requerimiento de reservas puede ser considerada como no estacionaria de forma inapropiada y que su eliminación del grupo de variables cointegradas acaba ajustando de manera exitosa la magnitud del coeficiente de participación extranjera en la DPMI a valores obtenidos en otros estudios previos.

Al compararlos con otros modelos, los resultados del modelo VI tienen distintas características. El coeficiente de flujos extranjeros con respecto al PIB es significativo al 10% en el vector de cointegración, así como el coeficiente de su primera diferencia rezagada en el modelo de corrección del error. Estas características no se encuentran en otros modelos que incluyen la participación extranjera en la DPMI como variable explicativa. De acuerdo con la relación de cointegración, un aumento de 10 puntos básicos en el coeficiente de los flujos extranjeros a 12 meses respecto al PIB reduce el rendimiento de los bonos brasileños de renta fija a cinco años en 12.4 puntos básicos a largo plazo.²³ La tasa de cambio de los flujos extranjeros con respecto al PIB también afecta con una magnitud similar la tasa de cambio del rendimiento a corto plazo. Warnock y Warnock (2005, cuadro 2) aplicaron un procedimiento de estimación diferente para Estados Unidos, y encontraron que un aumento de 0.1 punto porcentual en el flujo externo a 12 meses en bonos del Tesoro con respecto al PIB provoca una disminución de 0.023 puntos porcentuales en el rendimiento a diez años, lo cual es casi un quinto del resultado obtenido para Brasil. Sin embargo, ellos consideraron flujos brutos y no netos, lo cual podría causar un sesgo negativo en los coeficientes estimados de Estados Unidos. Además, en el modelo VI, los coeficientes de las variables exógenas en la corrección del error tienen magnitudes y niveles de significancia parecidos a los de los otros cinco modelos, excepto para la tasa del impuesto IOF, el cual resulta no significativo.

Para completar el análisis de los modelos de corrección del error, en el cuadro A.6 se presentan los resultados de las pruebas para evaluar la normalidad de los residuos de los modelos estimados. En los seis modelos, la normalidad de los residuos no se rechaza al 10% de

²³ Los flujos extranjeros a 12 meses respecto al PIB tienen un cambio mensual absoluto máximo de 0.24 puntos porcentuales. Con esta magnitud, evaluamos el efecto de un aumento de 0.1 puntos porcentuales, no de un punto porcentual.

significancia. Además, la hipótesis de que el sesgo y la curtosis de la distribución no son diferentes de aquellos de la distribución normal no se rechaza al 10% de significancia.

5. CONCLUSIONES

En este estudio se consideró la participación extranjera en la deuda pública nacional de Brasil y su impacto sobre el rendimiento mensual de los bonos de renta fija a cinco años durante el periodo de enero de 2007 a julio de 2012, para evaluar el efecto de las entradas de capitales extranjeros sobre el precio de los activos brasileños. Como variable explicativa alternativa se usaron los flujos extranjeros a doce meses en inversiones de renta fija escalados por el PIB rezagado.

Los resultados muestran que el efecto de la participación extranjera en la DPFII tiene una magnitud similar que en las estimaciones previas y con el signo negativo esperado. En esta investigación se encontró que el aumento de un punto porcentual de la participación extranjera en la DPFII provoca una disminución del rendimiento de los bonos DPFII de renta fija a cinco años brasileños de siete puntos básicos a largo plazo; mientras que hay seis variables que afectan la tasa de cambio del rendimiento a corto plazo: el saldo fiscal como porcentaje del pib, el índice de volatilidad del vix, la brecha del producto, la tasa del impuesto iof, la primera diferencia del rendimiento de los bonos del Tesoro estadounidense a cinco años y la tasa de requerimientos de reserva. La variable explicativa alternativa también afecta de manera significativa el rendimiento de los bonos de deuda pública brasileños, no sólo a largo plazo, sino también a corto plazo.

ANEXOS

Cuadro A.1

RESULTADOS DE DE OTRAS ESTIMACIONES

Autores: Warnock y Warnock (2005)^a.

País de estudio: EUA

Variable dependiente: rendimiento nominal a diez años de las letras del Tesoro de Estados Unidos en puntos porcentuales

Muestra: enero 1984-mayo 2005

<i>Variables explicativas</i>	<i>Signos sugeridos</i>	<i>Resultados empíricos</i>
Expectativas de inflación a largo plazo (10 años)	positivo	Un aumento de un punto de porcentaje en las expectativas de la inflación a largo plazo tiende a incrementar el rendimiento nominal por 60 puntos básicos.
Tasa de inflación prevista a corto plazo (un año) relativo a la tasa a largo plazo	positivo	Un incremento de un punto porcentual de las expectativas de inflación a largo plazo tiende a incrementar el rendimiento nominal en 50 puntos básicos.
PIB previsto para el año subsiguiente	positivo	Un incremento de un punto porcentual de las expectativas de crecimiento del PIB tiende a incrementar el rendimiento nominal en 21 puntos básicos.
Prima de riesgo de la tasa de interés	positivo	El coeficiente es de 4.50.
Tasa meta de los fondos federales	positivo	Un punto porcentual de ajuste de la Reserva Federal resulta en un incremento de 40 puntos básicos.
Déficit de presupuesto como porcentaje del PIB rezagado	positivo	Un incremento de un punto porcentual en la relación déficit-PIB aumenta la tasa en 25 puntos básicos.
Flujos de 12 meses en bonos de Estados Unidos escalados por el PIB	negativo	El coeficiente es -0.23.

¹Los resultados se refieren a los flujos extranjeros sobre los bonos del Tesoro.

Cuadro A.1 (continuación)

Autores: Baldacci y Kumar (2010)

País de estudio: 31 economías avanzadas y de mercados emergentes

Variable dependiente: rendimiento nominal de bonos de gobierno a 10 años

Muestra: frecuencia anual de 1980 a 2007

<i>Variables explicativas</i>	<i>Signos sugeridos</i>	<i>Resultados empíricos</i>
Tasa de interés nominal a corto plazo	positivo	Un aumento de un punto porcentual en la tasa de política monetaria eleva el rendimiento de los bonos a largo plazo en 70 puntos básicos.
Expectativas de inflación	positivo	Un aumento de un punto porcentual en las expectativas de inflación incrementa el rendimiento de los bonos a largo plazo en 10 puntos básicos.
Saldo fiscal general como porcentaje del PIB	negativo	Un aumento de un punto porcentual del déficit fiscal general con respecto al PIB empuja el rendimiento de los bonos en 17 puntos básicos.
Saldo fiscal primario como porcentaje del PIB	negativo	Un aumento del uno por ciento del déficit fiscal general con respecto al PIB empuja el rendimiento de los bonos en 13 puntos básicos.
Nivel de la deuda general neta del gobierno como porcentaje del PIB	positivo	Varía en el tiempo.
Crecimiento del producto	negativo	No significativo, excepto cuando se usa el saldo primario.

Cuadro A.1 (continuación)

Autores: Pradhan *et al.* (2011)

País de estudio: ocho mercados emergentes

Variable dependiente: rendimiento de bonos a diez años

Muestra: dos muestras; mensual-2006m1 a 2010m2

<i>Variables explicativas</i>	<i>Signos sugeridos</i>	<i>Resultados empíricos</i>
Participación de no residentes en el mercado de bonos nacionales	negativo	Un aumento de un punto porcentual en la participación de los no residentes reduce el rendimiento de los bonos a largo plazo en cuatro puntos básicos.
Tasa de interés	positivo	Un aumento de un punto porcentual en la tasa de interés incrementa el rendimiento de los bonos a largo plazo en 65 puntos básicos.
Crecimiento económico	positivo	Un aumento de un punto porcentual en el crecimiento año con año de la producción industrial promedio dinámica en tres meses incrementa el rendimiento a largo plazo en ocho puntos básicos.
Saldo fiscal		No significativo.
Depreciación prevista del tipo de cambio	negativo (contra lo esperado)	Una depreciación de un punto porcentual con respecto al dólar estadounidense reduce las tasas a largo plazo en cinco puntos básicos.
Coefficiente de riesgo (VIX)	positivo	Un aumento de un punto porcentual del índice VIX suma cuatro puntos básicos al rendimiento de los bonos.
Inflación prevista	positivo	Un aumento de un punto porcentual en las expectativas de inflación aumenta el rendimiento de los bonos en 50 puntos básicos.

Cuadro A.1 (continuación)

<i>Variables explicativas</i>	<i>Signos sugeridos</i>	<i>Resultados empíricos</i>
<i>Autores:</i> Peiris (2010)		
<i>País de estudio:</i> 10 economías emergentes		
<i>Variable dependiente:</i> rendimiento nominal de los bonos del gobierno en moneda nacional a largo plazo		
<i>Muestra:</i> datos trimestrales de 2000-2009		
Participación extranjera en el mercado de bonos nacionales	negativo	Un aumento de un punto porcentual en la participación de los inversionistas foráneos en el mercado de bonos gubernamentales tiende a bajar los rendimientos en seis puntos básicos en promedio.
Tasa de interés nominal a corto plazo	positivo	
Inflación	positivo	
Déficit fiscal como porcentaje del PIB	positivo	Un aumento de un punto porcentual del déficit fiscal con respecto al PIB de 20 puntos básicos.
Nivel de deuda general bruta del gobierno porcentaje del PIB		Excluidos del modelo de base de referencia porque se halló que era I(1).
Crecimiento monetario amplio		No significativo estadísticamente.
Crecimiento real del PIB		No significativo estadísticamente.
Rendimiento nominal de los bonos de Estados Unidos a largo plazo (UIP)	positivo	
Déficit de cuenta corriente (riesgo de moneda)	positivo	

Cuadro A.1 (continuación)

Autores: Miyajima *et al.* (2012)

País de estudio: 11 economías de mercados emergentes

Variable dependiente: rendimiento nominal de bonos del gobierno en moneda nacional

Muestra: datos mensuales de enero de 2000 a diciembre de 2011

<i>Variables explicativas</i>	<i>Signos sugeridos</i>	<i>Resultados empíricos</i>
Previsiones para un año de la tasa a corto plazo	positivo	Un aumento de un punto porcentual en las expectativas de la tasa a corto plazo eleva el rendimiento en 89 puntos básicos.
Proyección de la inflación un año adelante		No significativo estadísticamente
Proyección del crecimiento del PIB un año adelante	negativo (contra lo esperado)	Los autores concluyen que el crecimiento más sólido del PIB atrae la entrada de capitales extranjeros, disminuyendo el rendimiento (ver Miyajima <i>et al.</i> , 2012, p. 10).
Proyección del saldo fiscal como porcentaje del PIB a un año	negativo	Un aumento de un punto porcentual del PIB en la balanza fiscal reduce el rendimiento en 26 puntos básicos.
Rendimiento a 10 años en Estados Unidos		No significativo estadísticamente.
VIX		No significativo estadísticamente.

Cuadro A.2

**COMPOSICIÓN DE LA CARTERA DE LOS INVERSIONISTAS EXTRANJEROS (MILLONES DE REALES NOMINALES
Y PORCENTAJE DE PARTICIPACIÓN EN CURSIVA)**

<i>Tipos de activos</i>	<i>Dic 2000</i>	<i>Dic 2001</i>	<i>Dic 2002</i>	<i>Dic 2003</i>	<i>Dic 2004</i>	<i>Dic 2005</i>	<i>Dic 2006</i>	<i>Dic 2007</i>	<i>Dic 2008</i>	<i>Dic 2009</i>	<i>Dic 2010</i>	<i>Dic 2011</i>
Acciones	33,306 79.5	31,812 73.3	27,450 63.5	50,452 67.8	69,515 69.8	113,812 77.1	177,440 73.2	293,519 71.9	166,745 54.0	357,222 65.2	423,538 62.0	411,598 59.4
Bonos de deuda privada	360 0.9	698 1.6	498 1.2	564 0.8	393 0.4	2,201 1.5	2,151 0.9	10,367 2.5	13,155 4.3	19,913 3.6	5,748 0.8	9,271 1.3
Depósitos bancarios	29 0.1	29 0.1	29 0.1	46 0.1	62 0.1	100 0.1	173 0.1	303 0.1	230 0.1	423 0.1	506 0.1	732 0.1
Bonos de deuda pública	609 1.5	1,772 4.1	2,768 6.4	4,494 6.0	5,235 5.3	6,973 4.7	26,814 11.1	48,987 12.0	72,492 23.5	107,215 19.6	175,292 25.7	194,650 28.1
Fondos de inversión (bonos públicos)	7,592 18.1	9,104 21.0	12,495 28.9	18,855 25.3	24,451 24.5	24,536 16.6	35,819 14.8	55,214 13.5	56,113 18.2	63,509 1.61	77,515 11.4	76,655 11.1
Total de activos	41,896 100	43,415 100	43,239 100	74,410 100	99,656 100	147,623 100	242,397 100	408,390 100	308,734 100	548,283 100	682,600 100	692,905 100

Fuente: Centro de Estudios de Mercado de Capitais, Contas Financeiras CEMEC: Retrospecto 2000 a 2011, Tabelas 8A e 8D, Mar. 2012.

Cuadro A.3

PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA CONVENCIONALES

Series	ADF-H ₀ : tiene raíz unitaria				PP-H ₀ : tiene raíz unitaria				KPSS-H ₀ : es estacionaria			
	Estadísticas de pruebas	Rezago	Valores críticos		Estadísticas de pruebas	Ancho de banda	Valores críticos		Estadísticas de pruebas	Ancho de banda	Valores críticos	
			5%	10%			5%	10%			5%	10%
Rendimiento al vencimiento de los bonos en moneda nacional a cinco años	1.610 ^b	2	-1.94	-1.61	-1.55	8	-1.94	-1.61	0.106	6	0.15	0.12
Tasa de interés meta	-4.058 ^a	-3	-3.48	-3.17	-1.097	6	-1.95	-1.61	0.0823	6	0.146	0.119
Inflación esperada un año adelante	-0.819	1	-1.94	-1.62	-0.600	3	-1.94	-1.62	0.198 ^a	8	0.146	0.119
Crecimiento esperado de la producción industrial para el año siguiente	-2.581 ^b	4	-2.91	-2.59	-4.146 ^a	0	-2.91	-2.59	0.0914	5	0.463	0.347
Saldo fiscal como porcentaje de PIB, desestacionalizado	-9.201 ^a	0	-3.45	-3.15	-9.161 ^a	4	-3.45	-3.15	0.0987	0	0.146	0.119
Saldo fiscal primario como porcentaje de PIB, desestacionalizado	-9.394 ^a	0	-3.45	-3.15	-9.484 ^a	4	-3.45	-3.15	0.0817	5	0.146	0.119
Participación extranjera en DFPD (%)	-2.27	0	-3.48	-3.17	-2.27	0	-3.48	-3.17	0.116	6	0.146	0.119

Cuadro A.3 (continuación)

Series	ADF- H_0 : tiene raíz unitaria			PP- H_0 : tiene raíz unitaria			KPSS- H_0 : es estacionaria		
	Estadísticas de pruebas	Valores críticos		Estadísticas de pruebas	Ancho de banda		Estadísticas de pruebas	Ancho de banda	
		Resago	5%		10%	Estadísticas de pruebas		5%	10%
Tasa efectiva de encaje	-0.681	0	-1.94 -1.61	-0.661	3	-1.94 -1.61	0.185 ^a	9	0.146 0.119
Tasa de fondos federales	-3.231 ^b	9	-3.46 -3.16	-2.11	6	-3.46 -3.16	0.143 ^b	7	0.146 0.119
Devaluación prevista del tipo de cambio en los 12 meses siguientes	-5.282 ^a	0	-3.45 -3.15	-5.319 ^a	2	-3.45 -3.15	0.0745	6	0.15 0.12
VIX	-3.038 ^a	1	-2.89 -2.58	-2.463	0	-2.89 -2.58	0.152 ^a	8	0.15 0.12
CDS brasileños	-2.531 ^a	1	-1.94 -1.61	-1.492	2	-1.94 -1.61	0.192 ^a	8	0.15 0.12
Índice EMBI BR sin cupón	-3.124	1	-3.45 -3.15	-1.629 ^b	5	-1.94 -1.62	0.220 ^a	9	0.15 0.12
Entradas externas a 12 meses en inversiones de renta fija escalada por el PIB rezagado	-1.372	4	-1.94 -1.62	-1.053	6	-1.94 -1.61	0.233 ^a	9	0.15 0.12
Brecha del producto (IBC-BR)	-3.700 ^a	1	-1.94 -1.61	-3.434 ^a	1	-1.94 -1.61	0.0407 ^b	7	0.46 0.35
Tasa a plazo constante del Tesoro de Estados Unidos a cinco años	-3.135	1	-3.46 -3.15	-2.992	3	-3.46 -3.15	0.109	6	0.146 0.119

Nota: el tamaño de muestra no es igual para todas las series. ^a, ^b indican que se rechaza la hipótesis nula al 5% y al 10% respectivamente.

Cuadro A.4

PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN

Pruebas de cointegración de Johansen	Entre rendimiento, tasa de interés objetivo, participación extranjera y requerimiento de reserva	Entre rendimiento, participación extranjera y requerimiento de reservas	Entre rendimiento, participación extranjera y requerimiento de reservas	Entre rendimiento, tasa de interés objetivo y participación extranjera	Entre rendimiento, tasa de interés objetivo, bonos del Tesoro a cinco años y entradas de capital externo con respecto al PIB
	Modelo I	Modelo II	Modelo III	Modelo IV	Modelo V
Traza estadística	30.84	32.84	33.40	41.79	31.40
Valor p	0.0377	0.0217	0.0184	0.00133	0.0324
Número de vectores de cointegración	2	1	1	1	1
Estadístico eigenvalor máximo	35.42	23.22	23.66	37.83	28.61
Valor p	0.00404	0.0250	0.0216	0.00010	0.00369
Número de vectores de cointegración	1	1	1	1	1
					67.34
					0.00029
					1
					39.18
					0.0011
					1

Nota: Los resultados no son iguales para el mismo conjunto de variables no estacionarias, debido a las distintas variables exógenas.

Cuadro A.5

ESTIMACIONES VEC						
<i>Ecuación de cointegración</i>	I	II	III	IV	V	VI
Constante	-14.2	-18.8	-19.07	-9.68	-8.67	-9.77
Rendimiento	1	1	1	1	1	1
Participación extranjera en la DPM	0.132 (1.34)	0.161 (1.07)	0.155 (0.96)	0.0712 (0.578)	0.0700 (0.565)	
Entradas de capital externo con respecto al PIB						1.237 ^a (1.77)
Requerimientos de reservas	0.139 ^c (3.98)	0.183 ^b (2.45)	0.194 ^b (2.42)			
Tasa de interés objetivo de política	-0.283 ^b (-2.08)			-0.309 ^b (-2.00)	-0.399 ^b (-2.29)	-0.272 (-1.62)
Rendimiento de los bonos del Tesoro a cinco años						-0.200 (-0.633)
<i>Corrección de errores</i>						
Constante	-1.15 (-1.58)	-1.06 ^c (-3.34)	-1.03 ^c (-3.29)	1.088 ^a (1.93)	0.736 (1.23)	1.236 ^b (2.29)
Ecuación de cointegración	-0.217 ^b (-2.37)	-0.280 ^c (-4.34)	-0.263 ^c (-4.50)	-0.253 ^c (-3.58)	-0.159 ^b (-2.27)	-0.214 ^c (-3.40)
Rezago D(participación extranjera en la DPM)	-0.115 (-0.729)	-0.153 (-0.974)	-0.156 (-1.00)	-0.175 (-1.12)	-0.106 (-0.731)	
Rezago D(Entradas de capital externo con respecto al PIB)						-1.287 ^a (-1.94)

D (tasa de interés objetivo de política)	0.0965 (0.544)								
Déficit público como porcentaje del PIB	-0.0758 ^b (-2.41)	-0.0781 ^b (-2.55)	-0.0788 (-2.58)	-0.0707 ^b (-2.33)	-0.0512 ^a (-1.78)	-0.0979 ^c (-3.30)			
Índice de volatilidad	0.0340 ^c (4.64)	0.0432 ^c (4.96)	0.0422 ^c (4.92)	0.0321 ^c (4.13)	0.0283 ^c (4.08)	0.0273 ^c (3.55)			
Brecha del producto	21.20 ^c (5.04)	21.34 ^c (5.02)	22.33 ^c (5.58)	27.25 ^c (6.10)	21.82 ^c (4.88)	26.65 ^c (5.80)			
Inflación esperada	0.0957 (0.704)								
IOF			0.0737 ^b (2.01)						0.0336 (0.979)
Rezago(IOF)		0.06878 ^b (2.12)	0.0652 ^b (2.08)			0.0533 (1.41)			
D (rendimiento de los bonos del Tesoro a cinco años)	0.562 ^b (2.26)	0.505 ^b (2.08)	0.493 ^b (2.04)	0.534 ^b (2.18)	0.351 (1.52)				
Requerimientos de reserva				-0.0711 ^c (-3.33)	-0.0539 ^b (-2.36)	-0.0674 ^c (-3.29)			
Variable ficticia: diciembre de 2008					-1.771 ^c (-3.38)				
Observaciones	65	65	65	65	65	65			
R ² ajustado	0.557	0.574	0.578	0.593	0.653	0.577			
Logaritmo de verosimilitud	-31.86	-30.60	-30.90	-29.09	-23.36	-30.35			
Estadístico F	9.054	9.625	10.74	10.34	11.93	9.74			
Intervalo de rezago para las variables endógenas	1	1	1	1	1	1			

Nota: el estadístico t está entre paréntesis. ^a, ^b y ^c indican significancia estadística en intervalos de confianza del 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Cuadro A.6

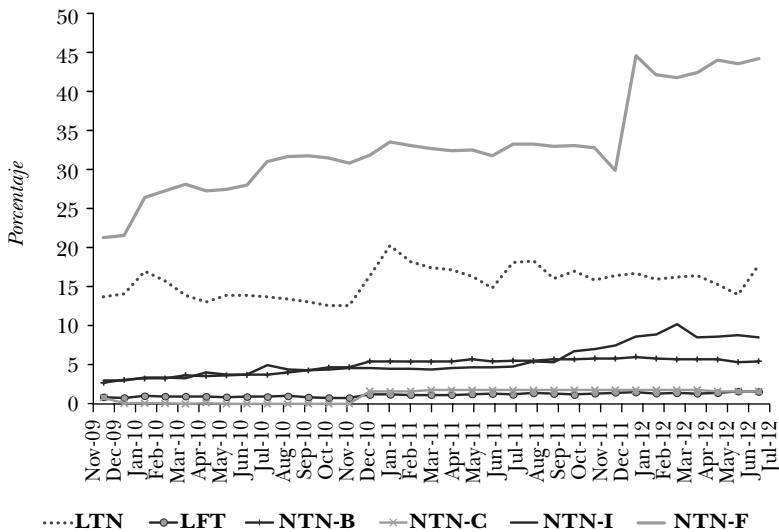
PRUEBA DE RESIDUOS
HIPÓTESIS NULA: LOS RESIDUOS DE LA ECUACIÓN SON NORMALES

<i>Modelos</i>	<i>I</i>	<i>II</i>	<i>III</i>	<i>IV</i>	<i>V</i>	<i>VI</i>
Sesgo (X^2)	-0.372 (0.221)	0.101 (0.751)	0.0735 (0.786)	0.191 (0.662)	0.167 (0.683)	0.0310 (0.860)
Curtosis (X^2)	2.61 (0.522)	1.28 (0.257)	1.48 (0.224)	0.705 (0.401)	2.04 (0.116)	0.188 (0.664)
Normalidad (Jaque- Bera)	1.91 (0.385)	1.39 (0.500)	1.55 (0.461)	0.896 (0.639)	2.64 (0.267)	0.219 (0.896)

Nota: las cifras entre paréntesis son valores de probabilidad.

Gráfica A.1

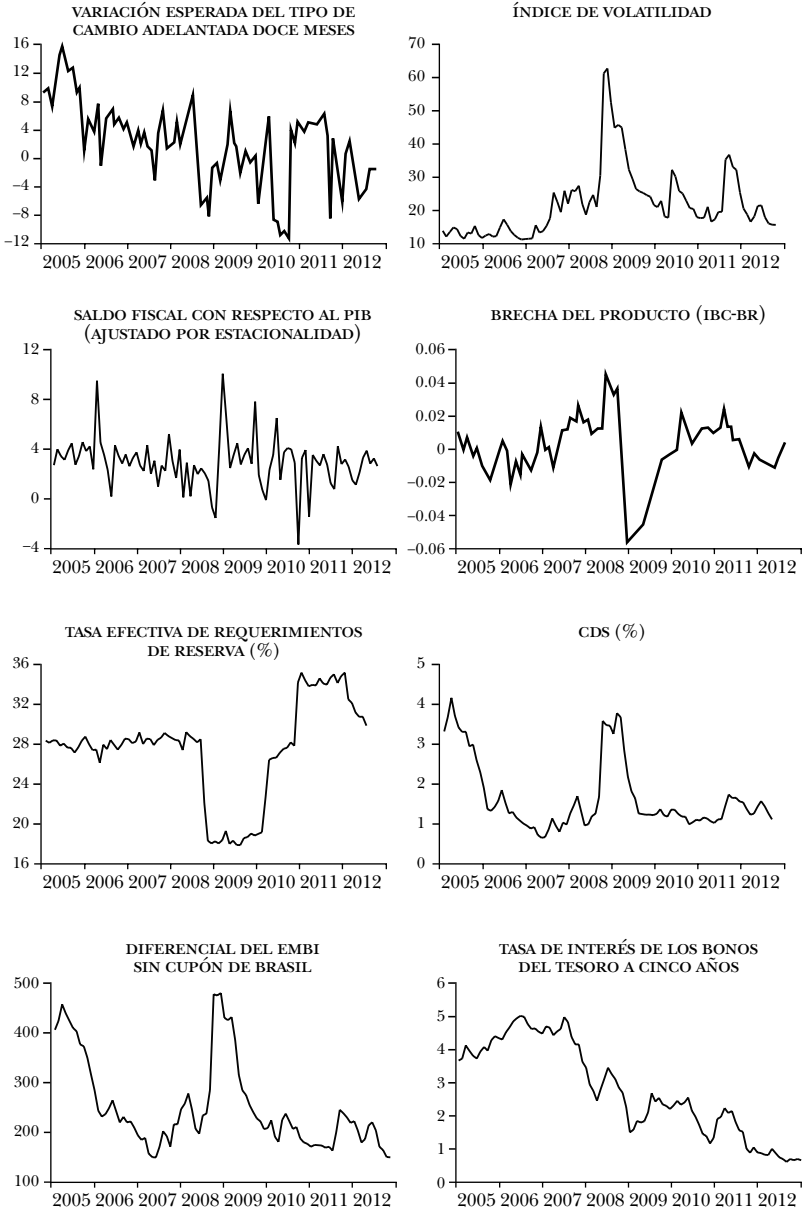
**PORCENTAJE DE LA TENENCIA DE VALORES FEDERALES
POR EL PÚBLICO EN LAS CARTERAS DE NO RESIDENTES**



Fuente: Banco Central do Brasil, Notas Econômico-Financeiras para a Imprensa: Mercado Aberto.

Gráfica A.2

ALGUNAS DE LAS VARIABLES EXPLICATIVAS



Bibliografia

- Baldacci, Emanuele, y Manmohan Kumar (2010), *Fiscal Deficits, Public Debt, and Sovereign Bond Yields*, IMF Working Paper, núm. WP/10/184.
- Costa, Daniel B. R. (2008), *Estudo da diferença entre as curvas de título público prefixadas em reais interna e externa brasileiras*, tesis, Escola de Economia de São Paulo.
- Favilukis, Jack, Davis Kohn, Sydney Ludvigson, y Stijn Van Nieuwerburgh (2012), *International Capital Flows and House Prices: Theory and Evidence*, NBER Working Paper Series, núm. 17751, enero.
- Fondo Monetario Internacional (2011), *International Capital Flows: Reliable or Fickle? World Economic Outlook*, abril, capítulo 4.
- Forbes, Kristin, Marcel Fratzcher, Thomas Kotska, y Roland Straub (2012), *Bubble Thy Neighbor: Portfolio Effects and Externalities from Capital Controls*, European Central Bank Working Paper, núm. 1456, agosto <<http://www.ecb.int/pub/pdf/scpwps/ecbwp1456.pdf>>. Consultado el 16 de enero de 2013.
- Gomes da Silva, Cleomar, y Maria C. S. Leme (2011), “An Analysis of the Degrees of Persistence of Inflation, Inflation Expectations and Real Interest Rate in Brazil”, *Revista Brasileira de Economia (RBE)*, vol. 65, núm. 3, pp. 289-302.
- Grupo de Economia/FUNDAP (2011), “Intervenções macroprudenciais no mercado de crédito e no mercado de câmbio”, *Boletim de Economia*, núm. 3, abril.
- Institute of International Finance (2012), *Capital Flows to Emerging Market Economies*, IIF Research Note, octubre <<http://www.iif.com/download.php?id=85BiXrRjcQo>>.
- Laubach, Thomas (2003), *New Evidence on the Interest Rate Effects of Budget Deficits and Debt*, Finance and Economics Discussion Papers, núm. 12, Board of Governors of the Federal Reserve System <<http://www.federalreserve.gov/pubs/feds/2003/200312/200312pap.pdf>>.
- Medeiros, Gabriela B., Paulo R. S. Freitas Filho, y Edilean K. S. B. Aragón (2011), *Uma avaliação empírica dos efeitos da taxa de juros sobre a taxa de câmbio em um ambiente de déficit nominal zero*, Textos para Discussão, núm. 2011/12, Programa de Pós-Graduação em Economia, Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul <<http://www.ufrgs.br/ppge/>>

- pcientifica/2011_12.pdf>. Consultado el 27 de septiembre de 2012.
- Miyajima, Ken, M. S. Mohanty, y Tracy Chan (2012), *Emerging Market Local Currency Bonds: Diversification and Stability*, BIS Working Papers, núm. 391, noviembre, Bank for International Settlements.
- Moreira, Ajax, y Kátia Rocha (2010), “Efeito da desoneração fiscal de não-residentes sobre a curva de juros brasileira: Medida Provisória N° 281/2006”, *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 40, núm. 3, diciembre <<http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/viewFile/1287/1077>>.
- Peiris, Shanaka (2010), *Foreign Participation in Emerging Markets' Local Currency Bond Markets*, IMF Working Paper, núm. WP/10/88.
- Pradhan, Mahmood, Ravi Balakrishnan, Reza Baqir, Geoffrey Heenan, Sylvia Vowak, Ceyda Oner, y Sanjaya Panth (2011), *Policy Responses to Capital Flows in Emerging Markets*, IMF Staff Discussion Note, 21 de abril.
- Secretaria do Tesouro Nacional (2005), *Debt Report: The Treasury Increases Maturity and Reduces Cost with the Issuance of Fixed-rate Five-year Bonds*, febrero, 2005.
- Vale, Elton M. do (2012), *Melhorias para a dívida pública e para a sociedade decorrentes da participação estrangeira na dívida pública mobiliária federal interna*, Textos para Discussão, núm. 6, Tesouro Nacional.
- Van Der Laan, Cesar R. (2007), “A liberalização da conta de capitais no Brasil recente (1990-2005)”, *Revista do BNDES*, vol. 14, núm. 28, p. 425-458, diciembre, <http://www.bndes.gov.br/Site-bndes/export/sites/default/bndes_pt/Galerias/Arquivos/conhecimento/revista/rev2814.pdf>. Consultado el 9 de octubre de 2012.
- Warnock, Francis, y Veronica Warnock (2005), *International Capital Flows and U.S. Interest Rates*, International Finance Discussion Paper, núm. 840, Board of Governors of the Federal Reserve System.

