

PALABRAS CLAVE

Consumidores
Macroeconomía
Política económica
Consumo
Análisis económico
Modelos econométricos
Indicadores económicos
Brasil

Brasil: cómo afectan las variables macroeconómicas a la confianza del consumidor

Helder Ferreira de Mendonça

Identificar las variables macroeconómicas que sustentan la confianza del consumidor constituye un paso previo esencial para la aplicación de políticas económicas sólidas. El presente artículo contribuye al tema mediante un análisis empírico para el caso del Brasil, basado en técnicas del método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), el método generalizado de momentos (MGM) y el modelo de autorregresión vectorial (VAR). Los hechos constatados indican que la aplicación de una política fiscal flexible que dé lugar al incremento de la deuda pública y la adopción de medidas tendientes a acrecentar el volumen del financiamiento al sector privado no representan una estrategia adecuada para aumentar la confianza del consumidor. Además, la credibilidad del régimen de fijación de objetivos de inflación constituye un factor muy importante, entre otros, para la formación de expectativas de los consumidores. Promover una mayor credibilidad es, entonces, un paso clave para las economías que pretendan incrementar la confianza del consumidor.

Helder Ferreira de Mendonça
Profesor, Departamento de Economía
Universidade Federal Fluminense
(UFF), Brasil
Investigador en el Consejo Nacional de
Desarrollo Científico y Tecnológico (CNPq)
✉ helderfm@hotmail.com

I

Introducción

A fines de 2008, el mundo experimentó la mayor crisis económica desde la Gran Depresión de 1929. La crisis se originó en la esfera de las finanzas, pero sus efectos en la economía real se han propagado por todo el mundo. El peligro de una profunda recesión en economías como la de los Estados Unidos, Europa y Japón ha creado una ola mundial de pesimismo. La disminución de los valores en los mercados de acciones ha obligado a las empresas a diferir decisiones sobre inversión, lo que ha contribuido a desacelerar aún más el crecimiento económico. Otra importante razón de esa actitud negativa ha sido la disminución del consumo agregado, que en términos amplios ha obedecido principalmente a dos factores: la baja de las cotizaciones en los mercados de acciones del mundo, orientada por la ocurrida en Wall Street, y la reducción del crédito a disposición de los consumidores.

El primero de esos factores que subyacen a la disminución del consumo ha operado a través del efecto riqueza, ya que la merma de los precios de las acciones reduce los ingresos corrientes de los consumidores. El segundo factor fue provocado por una crisis de confianza. La falta de confianza en la solvencia del sistema financiero condujo a los bancos a adoptar una orientación cauta, que provocó la reducción de la liquidez en los mercados de crédito. El consumo (especialmente de bienes duraderos) también se ha diferido, lo que acentúa el carácter cauteloso del actual entorno económico.

Tratando de sortear los problemas de una profunda recesión, los bancos centrales de ciertas economías industrializadas (por ejemplo, los Estados Unidos, el Reino Unido, Canadá, Suecia y Suiza) han reducido las tasas de interés, confiando en estimular la actividad económica. Se espera que ese mecanismo contribuya a crear no solo un estímulo al consumo, sino también un incentivo a la inversión, mediante la disminución del costo del crédito. Además, en las principales economías del mundo (los Estados Unidos, Europa y Japón) se han aplicado políticas fiscales contracíclicas, conocidas como “conjuntos de medidas de rescate”, para que la economía vuelva a su cauce normal. En resumen, en la actualidad existe consenso en que no es posible esperar que las fuerzas del mercado resuelvan esta crisis.

Una pregunta importante que debe formularse en este entorno es si la economía puede estabilizarse por

medio de políticas macroeconómicas. Estas se aplican actualmente con el fin de orientar las expectativas públicas. En otros términos, una implementación eficiente de la política económica depende de que los responsables de políticas tengan en cuenta las expectativas públicas con respecto al futuro, absteniéndose de aplicar políticas incongruentes a lo largo del tiempo. Por lo tanto, en un período de recesión inminente, para la planificación de la política económica reviste decisiva importancia identificar las variables macroeconómicas claves que afectan a las decisiones de consumo de los hogares y a las decisiones de inversión de las compañías.

Los problemas de la recesión desencadenados por la crisis financiera de los Estados Unidos han afectado incluso a economías que no mantienen vínculos directos con las instituciones financieras que se han ido declarando en quiebra. De hecho, en algunas economías emergentes cuyos sectores financieros tienen escasa participación extranjera el canal del crédito no es el principal mecanismo de transmisión monetaria y el número de accionistas no es considerable, pero ello no ha bastado para resguardar de la crisis a esas economías. Un ejemplo elocuente es el del Brasil, una de las principales economías emergentes. El temor de la recesión se hace patente en lo manifestado por el Presidente Luiz Inácio Lula da Silva en diciembre de 2008, cuando sugería a los ciudadanos endeudados que trataran primero de equilibrar su presupuesto. Y si tenían ahorros o habían recibido su aguinaldo de Navidad y querían comprar un refrigerador o cambiar el automóvil, no renunciaran a sus sueños por temor al futuro.

Cuando las economías entran en una recesión, el principal objetivo de los responsables de políticas consiste en reducir al mínimo las pérdidas sociales mediante la adopción de políticas económicas que restablezcan la confianza pública. En la práctica, desde la propagación de las medidas de fijación de objetivos de inflación, en la década de 1990, las expectativas respecto del comportamiento han sido una variable clave en el sistema. Por lo tanto, identificar las variables macroeconómicas en que se basa la confianza del consumidor constituye un requisito previo esencial para aplicar políticas económicas sólidas. El presente artículo contribuye a hacer comprender el tema proporcionando un análisis empírico del caso brasileño.

Es importante señalar que en los estudios sobre confianza del consumidor normalmente se evalúa el efecto que produce en las variables macroeconómicas un cambio de la confianza del consumidor, y se centra la atención en los Estados Unidos o en países europeos (véase, por ejemplo, Fuhrer, 1993; Nahuis y Jansen, 2004; Ludvigson, 2004). Dado ese vacío respecto de las economías emergentes con regímenes de fijación de objetivos de inflación, existen poderosas razones para analizar la situación imperante en el Brasil, una de las más importantes economías emergentes y un potencial banco de pruebas.

Desde 1999, en el Brasil se han aplicado políticas monetarias y fiscales responsables. La adopción de un sistema de fijación de objetivos de inflación representa un claro caso de utilización de la política monetaria

para orientar las expectativas públicas. Los últimos años han sido un período de crecimiento económico estable, baja inflación y mejoramiento del bienestar social, por lo que cabe sostener que la economía brasileña posee sólidos fundamentos macroeconómicos. El presente estudio tiene la estructura que a continuación se indica. En la sección siguiente se presenta la relación entre confianza del consumidor y variables macroeconómicas, y se dan a conocer los datos correspondientes al Brasil. En la sección III aparece el análisis basado en pruebas empíricas que surgen de la aplicación de técnicas del método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), el método generalizado de momentos (MGM) y el modelo de autorregresión vectorial (VAR); y en la sección IV aparecen las conclusiones del estudio.

II

Confianza del consumidor y variables macroeconómicas

En la macroeconomía clásica, dos variables macroeconómicas principales se destacan en el análisis estándar del consumo agregado: el ingreso y la tasa de interés real. Conforme con la perspectiva keynesiana, el ingreso disponible se considera como la principal de las variables que determinan el consumo. En otros términos, se afirma la existencia de una relación positiva entre ingreso disponible y consumo. Si se tienen en cuenta las preferencias intertemporales de los consumidores, la tasa de interés real también cumple un papel importante. Todo incremento de la tasa de interés provoca dos efectos antagónicos en el ahorro global: uno positivo, a través del efecto de sustitución, y otro negativo, a través del efecto ingreso (Romer, 2006).

El ingreso y las tasas de interés real no son los únicos factores que afectan al consumo de los hogares. Es cierto que el incremento del producto o la disminución de la tasa de interés puede afectar al consumo agregado, pero más importante que considerar ese factor es determinar si las expectativas del consumidor pueden verse afectadas por otras variables vinculadas a la conducción de la política económica.

Una variable que influye de manera importante en la confianza del consumidor es el volumen del crédito otorgado al sector privado. En tiempos de crisis el

crédito tiende a agotarse abruptamente, lo que a su vez profundiza la recesión. Es importante comprender que esta variable se relaciona directamente con la conducción de la política monetaria. Una decisión del banco central de reducir la tasa de interés constituye un intento de aminorar los costos de obtención de préstamos. Por lo tanto, una merma del volumen del crédito deteriora la confianza del consumidor de los hogares.

Teniendo en cuenta el argumento en que se basa la proposición de equivalencia ricardiana, es posible establecer una conexión entre la orientación de la política fiscal y las decisiones de consumo de los hogares. En esa muy conocida proposición se establece que la adopción de una orientación expansiva por parte de un gobierno no provoca el aumento del consumo. En el argumento tradicional keynesiano, en cambio, el resultado es totalmente diferente: el consumo se relaciona estrechamente con las decisiones de política fiscal. En otros términos, la política fiscal está en condiciones de incrementar el consumo.

En la actualidad, una variable nada insignificante que tienen en cuenta los hogares en sus decisiones de consumo es la credibilidad de la política monetaria. Su importancia ha ido en aumento porque desde los años noventa en varios países se ha adoptado como régimen

monetario un sistema de fijación de objetivos de inflación, uno de cuyos cometidos relevantes es actuar como ancla nominal que oriente las expectativas públicas. En ese contexto resulta fundamental la transparencia del banco central, que podría ser definida como simetría de la información entre los responsables de la política monetaria y otros agentes económicos. Al existir un alto grado de transparencia se reduce la incertidumbre, mejoran las inferencias del sector privado con respecto a los objetivos del banco central y la política monetaria alcanza una mayor eficacia (de Mendonça y Simão Filho, 2008, p. 117). Por lo tanto, merced a la transparencia el banco central podría ver incrementada su responsabilidad en la búsqueda de sus objetivos y también, en consecuencia, su propia credibilidad (de Mendonça y Simão Filho, 2007, p. 498)

Así, cuando el público tiene la expectativa de que la tasa de inflación estará en consonancia con el objetivo de inflación, el banco central, sin perder el control sobre el proceso inflacionario, puede reducir la tasa de interés y de este modo abaratar el crédito y crear un incentivo para el aumento de la inversión y el consumo en la economía. Es pues razonable suponer la existencia de una relación entre la confianza del consumidor de los hogares y la credibilidad de la política monetaria.

Datos

Considerando los argumentos expuestos y a fin de estimar el efecto de las variables macroeconómicas en la confianza del consumidor en el Brasil, se realizó un análisis empírico mediante la utilización de técnicas del método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), el método generalizado de momentos (MGM) y el modelo de autorregresión vectorial (VAR). El análisis comprende el período entre enero de 2000 y octubre de 2008. La utilización de ese período se justifica por el hecho de que en enero de 1999 en el Brasil se adoptó un régimen cambiario flexible, y en junio del mismo año un sistema de fijación de objetivos de inflación. Además, a fines de 1999 la Tesorería Nacional brasileña anunció una estrategia encaminada a dar más credibilidad a la gestión de la deuda pública.¹ Por lo tanto, el año 1999 representa un punto de inflexión para el análisis macroeconómico de la economía brasileña. Además, las series sobre expectativas del mercado disponibles en publicaciones

del Banco Central del Brasil (BCB) se iniciaron en enero de 2000. En el presente estudio se utilizaron las series (mensuales) siguientes:

i) Índice de confianza del consumidor (ICC). Lo calcula la Federación de Comercio de San Pablo (Fecomercio), y mediante él se evalúa el grado de confianza de la población en la situación general del país y en los niveles de vida, actual y futuro, de los hogares. En consecuencia, esta variable representa la confianza del consumidor de los hogares en los modelos empíricos. Como se desprende del gráfico 1, el ICC aumentó hasta comienzos de 2005 y desde entonces ha arrojado resultados satisfactorios. La excepción se dio en el segundo semestre de 2005. La disminución del ICC de ese año obedeció a un crecimiento económico débil (de apenas un 2,3%), lo que representa resultados inferiores al promedio de América Latina.

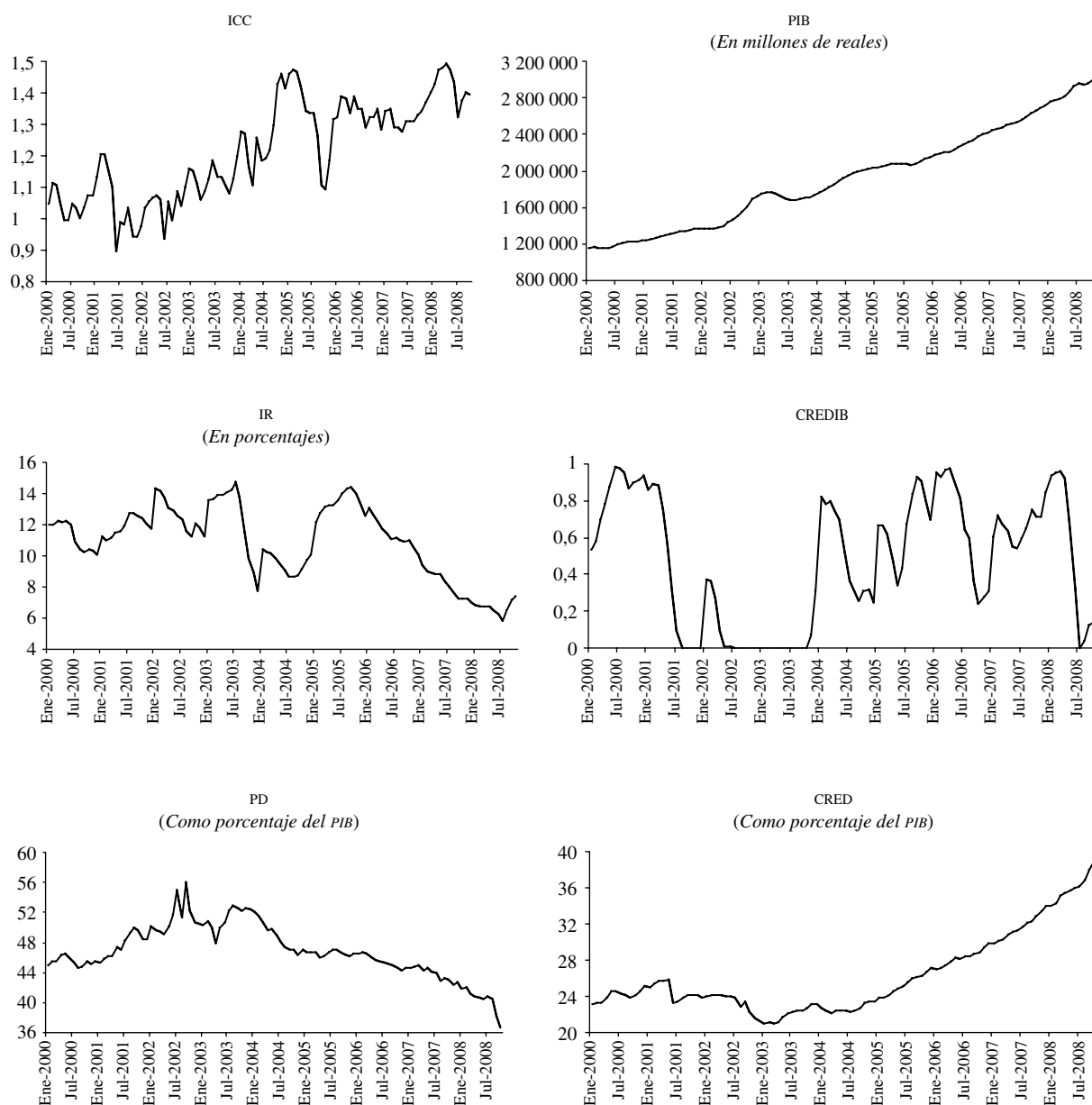
ii) Producto interno bruto (PIB) a precios constantes. Esta serie puede obtenerse en publicaciones del BCB y corresponde al PIB acumulativo de 12 meses medido por el Índice General de Precios - Disponibilidades Internas (IGP-DI) correspondiente al mes, en millones de reales brasileños. En el gráfico 1 se muestra la trayectoria del PIB a lo largo del período. En términos generales, se observa una tendencia a la expansión económica. No obstante, 2003 fue un año de deterioro de la actividad económica, y en 2005 el crecimiento económico se desaceleró. Esta variable reviste importancia para el análisis, porque en gran parte de la literatura especializada se considera al producto como un determinante muy importante del consumo. En resumen, se prevé que todo incremento (toda disminución) de esta variable dé lugar a un aumento (a una reducción) del ICC.

iii) Tasa de interés real (IR). Esta serie se calcula a partir de la diferencia entre la tasa de interés básica acumulativa (Over/SELIC) para el mes, en cifras anuales y con expectativas de inflación anuales; ambas series son proporcionadas por el BCB. La Over/SELIC es el principal instrumento de inflación utilizado por esa institución. Como el Brasil registra la tasa de interés real más alta del mundo, toda modificación de ella altera las expectativas públicas sobre el desempeño, actual y futuro, de la economía. En un horizonte de corto plazo, todo aumento de esa tasa tiende a provocar la reducción del producto, debido al efecto de sustitución de consumo corriente por consumo futuro. En el gráfico 1 se revela que recién después de 2005 disminuyó la tasa de interés real. Ese comportamiento de las variables en los últimos años puede obedecer al éxito logrado por el BCB en cuanto a la consecución del objetivo de inflación. Al

¹ En de Mendonça (2007) aparece un análisis del impacto inicial de la adopción en el Brasil de un sistema de fijación de objetivos de inflación. Con respecto a la estrategia adoptada por la Tesorería Nacional brasileña, véase de Mendonça y Vivian (2008).

GRÁFICO 1

Brasil: evolución de variables macroeconómicas seleccionadas
(Enero 2000 a julio 2008)



Fuente: Banco Central del Brasil y Federación de Comercio de San Pablo (Fecomercio).

ICC: Índice de confianza del consumidor.

PIB: Producto interno bruto.

CREDIB: Índice de credibilidad.

CRED: Crédito.

IR: Tasa de interés real.

PD: Deuda pública.

centrar la atención en el efecto provocado por la tasa de interés real en el ICC, cabría prever la constatación de una relación negativa entre esas variables.

iv) Credibilidad (CREDIB). El índice de credibilidad representa la credibilidad del objetivo de inflación. Para medirlo se usa la metodología elaborada por de Mendonça (2007). Basándonos en el argumento presentado por Agénor y Taylor (1992) con respecto al uso de series de datos de la inflación prevista para derivar un índice de

credibilidad, la definición de Cukierman y Meltzer (1986) sobre credibilidad, y la sugerencia efectuada por Svensson (1999), creamos el índice de credibilidad de la política monetaria, en que se consideran las desviaciones de la inflación prevista ($E(\pi)$) con relación al objetivo de inflación básico (π_t^c).² Incorporando la información ofrecida por el BCB y los objetivos de la inflación anual establecidos por el Consejo Monetario Nacional, el índice de credibilidad es el resultado de la siguiente ecuación:

$$(1) \quad CREDIB = \left. \begin{array}{l} 1 \\ 1 - \frac{1}{\pi_t^* - \pi_t^c} [E(\pi) - \pi_t^c] \\ 0 \end{array} \right\} \begin{array}{l} \text{si } E(\pi) = \pi_t^c \\ \text{si } \pi_{iMIN}^* < E(\pi) < \pi_{iMAX}^* \\ \text{si } E(\pi) \geq \pi_{iMAX}^* \quad \text{o} \quad E(\pi) \leq \pi_{iMIN}^* \end{array}$$

En consecuencia, el índice de credibilidad presenta un valor comprendido entre 0 y 1 estrictamente si la inflación prevista se ubica entre los límites máximo y mínimo (π_t^*) establecidos para cada año, y equivale a cero cuando la inflación prevista supera alguno de esos límites.

El comportamiento del índice no se mantiene estable a lo largo del tiempo (véase el gráfico 1). El comportamiento menos satisfactorio se dio entre el segundo semestre de 2001 y el final de 2003. La razón de que la credibilidad, en ese período, haya sido prácticamente nula fue la combinación de varios factores que provocaron la retracción de la economía brasileña. Los principales fueron la inestabilidad del mercado de acciones de los Estados Unidos, las pérdidas en que incurrieron las compañías estadounidenses y la crisis imperante en la Argentina, que desalentó la inversión en bonos de los países emergentes, con el consiguiente pronunciado aumento del riesgo país. A esto se agregó el ajuste excesivo experimentado por el tipo de cambio de la moneda brasileña, debido a las perturbaciones políticas causadas por la elección presidencial de fines de 2002. En síntesis, los años 2002 y 2003 se caracterizaron por la imposibilidad de alcanzar los objetivos de inflación. El objetivo de 2002 fue del 3,5%, con un intervalo de tolerancia de $\pm 2\%$, y la tasa de inflación real fue del 12,53%. Tras ese inquietante desempeño, el BCB ajustó el objetivo de inflación para 2003, que era del 3,25%, con un intervalo de tolerancia de $\pm 2\%$, y pasó a ser del 4%, con un intervalo de tolerancia de $\pm 2,5\%$. No obstante, esta modificación no bastó, y en enero de 2003, en una carta abierta, el BCB estableció un objetivo del 8,5%, sin intervalo de tolerancia. Pese a ello, la tasa de inflación de 2003 fue del 9,3%. El índice de

credibilidad se mantuvo en un nivel insatisfactorio hasta el final del período analizado. Ese resultado obedeció a que la economía brasileña creció sustancialmente a lo largo del período, lo que dio lugar a un desequilibrio entre demanda y oferta agregadas. Además, el precio de los productos básicos, especialmente el petróleo, generó una presión alcista sobre la inflación.

La relación específica entre el índice de credibilidad y el ICC consiste en que un índice de credibilidad adecuado facilita el control de la inflación, lo que reduce la necesidad de aumentar las tasas de interés. En cambio, cuando ese índice es bajo, resulta mayor el esfuerzo que debe realizar el banco central (incrementando la tasa de interés) para alcanzar el objetivo de inflación. Por lo tanto, se prevé una relación positiva entre esas dos variables.

v) Relación deuda pública/PIB (PD). Serie publicada por el BCB que corresponde al total de la deuda neta consolidada del sector público expresada como porcentaje del PIB. Desde enero de 1999, el Brasil ha venido aplicando una estrategia orientada a mejorar el perfil de la deuda pública. Uno de sus objetivos consiste en reducir la relación deuda pública/PIB, provocando la disminución paulatina de la proporción de los valores reajustables en función del tipo de cambio y de las tasas de interés, e incrementando la proporción de la deuda pública constituida por instrumentos de tasas fijas y tasas reajustables en función de los precios. La trayectoria de la deuda pública revela un deterioro

² El índice de precios oficial utilizado para la fijación del objetivo de inflación en Brasil es el índice nacional de precios al consumidor (en su concepto amplio) (INPC).

de ese coeficiente en 2002, en que superó la cota del 50% y se mantuvo sobre ella hasta principios de 2004 (véase el gráfico 1). La aceleración del crecimiento de la deuda pública obedeció a “temores del mercado” ante una posible victoria de Luiz Inácio Lula da Silva en las elecciones presidenciales. Un discurso en que el candidato expresó ideas heterodoxas aumentó el riesgo percibido por los inversionistas y desató un proceso de incremento de las tasas de interés y devaluación de la moneda. No obstante, la victoria de ese candidato y el establecimiento del nuevo gobierno en 2003, no alteraron el curso de la política económica. Como consecuencia, se intensificaron los esfuerzos fiscales tendientes a reducir el coeficiente deuda pública/PIB, que ha venido disminuyendo continuamente desde entonces.

La conexión entre el coeficiente deuda pública/PIB y el ICC consiste en que hace las veces de valor sustitutivo del desempeño fiscal. Un aumento de ese coeficiente significa

que el gobierno está aplicando medidas fiscales flexibles. Los consumidores pueden interpretar ese proceder en el sentido de que se requiera una política fiscal restrictiva en el futuro, lo que puede promover la disminución del consumo agregado. Por lo tanto, se prevé una relación negativa entre el coeficiente deuda pública/PIB y el ICC.

vi) El crédito (CRED) representa la relación entre el total del financiamiento al sector privado y el PIB, y las series pueden obtenerse en publicaciones del BCB.³ El volumen del crédito es importante para las decisiones de postergación del consumo futuro. En períodos de racionamiento del crédito se reduce el volumen de los recursos disponibles, por lo que el consumo agregado (así como el ICC) tiende a disminuir. Como se aprecia en el gráfico 1, el crédito al sector privado aumentó considerablemente después de 2004. Una posible explicación de esa trayectoria es que el BCB redujo la tasa básica en el mismo período.

III

Pruebas empíricas

Sobre la base de las variables macroeconómicas que figuran en la sección anterior, la ecuación de la confianza del consumidor de los hogares está dada por:

$$(2) \quad ICC = f(GDP, IR, CREDIB, PD, CRED),$$

y los signos previstos de las relaciones se expresan a través de derivadas parciales:

$$\frac{\partial f}{\partial GDP} > 0; \quad \frac{\partial f}{\partial IR} < 0; \quad \frac{\partial f}{\partial CREDIB} > 0; \quad \frac{\partial f}{\partial PD} < 0; \quad \frac{\partial f}{\partial CRED} > 0.$$

Utilizando las variables arriba mencionadas para estimar el ICC, se aplicaron los métodos MCO y MGM, porque permiten establecer si las proposiciones presentadas son aplicables a la economía brasileña. Una de las razones que conducen a usar el método MGM es que a diferencia de las estimaciones del MCO, que plantean problemas de autocorrelación serial, heteroscedasticidad o no linealidad —lo que es típico en las series cronológicas macroeconómicas—, el método MGM proporciona estimadores sistemáticos para las regresiones (Hansen, 1982).

Como lo señala Wooldridge (2001, p. 95), si se desea obtener un estimador más eficiente que el proporcionado

por el método de los mínimos cuadrados en dos etapas —o el de los mínimos cuadrados ordinarios— se debe contar con restricciones generales. La matriz de ponderación de la ecuación se eligió a objeto de permitir estimaciones sólidas del MGM, considerando la posible presencia de heteroscedasticidad y autocorrelación de forma desconocida. Además, era necesario que los instrumentos utilizados estuvieran fechados para el período $t-1$, o etapas anteriores, como condición para prever las variables contemporáneas no disponibles en el período t .

Las variables de las regresiones (excepto el ICC) están desfasadas sobre la base de la hipótesis de estricta exogeneidad de las variables. Evidentemente, esa hipótesis no se tendría en cuenta si no se utilizaran rezagos, debido al posible efecto contemporáneo del ICC sobre las restantes variables. La primera ecuación (modelo básico), en que se estiman los efectos causados en el ICC por el producto, e indirectamente por la gestión de la política monetaria (fijación de la tasa básica), trata al

³ Es importante tener presente que si bien se utiliza el total del financiamiento al sector privado en lugar del financiamiento a los hogares, la diferencia en este caso es insignificante, ya que la correlación de la serie para el período que se analiza es de 0,93.

PIB y a la IR como variables independientes. Se incluyeron otras variables para lograr estimaciones sólidas. Se estimaron cinco ecuaciones para el ICC sobre la base de la ecuación (2), teniendo en cuenta los métodos MCO y MGM:

$$(3) \quad ICC = f(GDP_{-1}, IR_{-3})$$

$$(4) \quad ICC = f(GDP_{-1}, IR_{-3}, CREDIB_{-1}),$$

$$(5) \quad ICC = f(GDP_{-1}, IR_{-3}, PD_{-1}),$$

$$(6) \quad ICC = f(GDP_{-1}, IR_{-3}, CRED_{-3}),$$

$$(7) \quad ICC = f(GDP_{-1}, IR_{-3}, CREDIB_{-1}, PD_{-1}, CRED_{-3}),$$

1. Análisis con el MCO y el MGM

Las estimaciones sobre el valor estadístico *t* que aparecen en las estimaciones del MCO se basan en el estimador de Newey y West (1987), que es congruente con la presencia de heteroscedasticidad y autocorrelación de forma desconocida (véase el cuadro 1). Además, como señala Cragg (1983), los análisis de sobreidentificación cumplen un papel importante en la selección de variables instrumentales para dar mayor eficiencia a los estimadores. Con ese objetivo, en las estimaciones del MGM se aplican las siguientes variables instrumentales en las regresiones: constante, ICC_{-1} , ICC_{-2} , ICC_{-3} , GDP_{-2} , GDP_{-3} , GDP_{-4} , GDP_{-5} , IR_{-4} , IR_{-5} , IR_{-6} , $CREDIB_{-2}$, $CREDIB_{-3}$, $CREDIB_{-4}$, PD_{-2} , PD_{-3} , PD_{-4} , $CRED_{-4}$, $CRED_{-5}$, $CRED_{-6}$. Una importante propiedad de las variables instrumentales es su exogeneidad en relación con el ICC. Por medio de una prueba *J* estándar se intentó verificar empíricamente esa propiedad en cuanto a la validez de las restricciones de sobreidentificación (Hansen, 1982). Según los resultados, todos los modelos están correctamente especificados (véase el cuadro 1).

Las estimaciones que aparecen en el cuadro 1 revelan, para ambos métodos (MCO y MGM), que la constante es positiva y tiene una alta significación estadística en todas las especificaciones. Con respecto al efecto del PIB en relación con el ICC, se observa que el coeficiente, aunque muy bajo, es positivo y estadísticamente significativo al nivel del 1% para todas las especificaciones. Por lo tanto, como teóricamente se preveía, los períodos de aumento del producto tienden a derivar en un incremento del ICC. El efecto causado por la tasa de interés real en la mayoría de las especificaciones no es sólido cuando se consideran modelos de MCO. Por otra parte, el análisis realizado con modelos del MGM indica que esta variable es importante para explicar el ICC. El signo predominantemente negativo respalda la idea de que la subida de la tasa de interés real tiene un efecto de inhibición en las decisiones sobre consumo de los hogares.

En contraste con el efecto negativo de la tasa de interés real en el ICC, la credibilidad es una variable que contribuye en gran medida a mejorar la confianza del consumidor. Tanto las estimaciones del método MCO como las del MGM indican que el coeficiente de credibilidad es positivo y tiene alta significación estadística. Este resultado está en consonancia con la teoría e indica que el éxito del sistema de fijación de objetivos de inflación influye de manera crucial sobre las decisiones de consumo de los hogares.

La inclusión de la deuda pública en el modelo revela que esa variable no es pertinente como explicación del ICC. Aunque su signo es negativo, y por lo tanto indica que una disminución de la relación deuda pública/PIB contribuye al incremento del ICC, la mayoría de los modelos no mostraron significación estadística. En lo que respecta al efecto del volumen del crédito en el ICC, se identifica un aparente enigma: el signo de la variable es contrario al que cabría prever en teoría, y todas las especificaciones señalan que los coeficientes son estadísticamente significativos. Una posible explicación de este resultado es que un incremento del volumen del crédito representa también un aumento del número de hogares endeudados, lo que en combinación con las altas tasas de interés imperantes en el Brasil, deteriora la confianza del consumidor.

2. Análisis del modelo VAR

Como a lo largo del tiempo existe una conexión entre las variables aplicadas en el análisis que antecede, es útil ampliar el estudio realizando una estimación con el modelo VAR. Este método permite analizar el impacto dinámico de las perturbaciones aleatorias en el sistema de variables. Los análisis de respuesta a impulsos resultan especialmente interesantes, porque nos permiten evaluar la respuesta del ICC frente a perturbaciones (o innovaciones) generadas por variables residuales a lo largo del tiempo (Sims, 1980). Como la mejor especificación posible para prever el ICC está dada por la ecuación (5) tanto para el método MCO como para el MGM, el conjunto de variables utilizadas en el análisis con el VAR está representado por GDP , IR , $CREDIB$, PD y $CRED$.

Antes de efectuar la estimación con el VAR se realizaron pruebas de raíz unitaria: la de Dickey-Fuller aumentada (ADF) y la de Phillips-Perron (PP). Los resultados de ambos tipos de pruebas confirmaron la hipótesis nula (series no estacionarias) para los valores originales de las series que se analizaban. Por otra parte, en el caso de la primera diferencia, dicha hipótesis se rechaza en el nivel de significación del 1%, por lo que

CUADRO 1

Índice de confianza del consumidor (icc)
(Estimaciones del MCO y el MGM)

Variable aclaratoria	Estimaciones de MCO					Estimaciones del MGM				
	Ec(1)	Ec(2)	Ec(3)	Ec(4)	Ec(5)	Ec(1)	Ec(2)	Ec(3)	Ec(4)	Ec(5)
Constante	0,8422 ^a [6,2400] (0,1350)	0,776324 ^a [5,5184] (0,1407)	0,9396 ^a [4,5185] (0,2079)	1,2011 ^a [5,2221] (0,2300)	1,8697 ^a [4,1736] (0,4480)	0,8576 ^a [11,8616] (0,0723)	0,5330 ^b [7,8539] (0,0679)	0,9865 ^a [6,1034] (0,1616)	0,9971 ^a [9,3936] (0,1061)	1,5679 ^a [4,9783] (0,3149)
PIBC(-1)	2,38E-07 ^a [7,5082] (3,17E-08)	2,36E-07 ^a [8,8030] (2,68E-08)	2,32E-07 ^a [7,4215] (3,13E-08)	3,12E-07 ^a [6,4426] (4,84E-08)	3,29E-07 ^a [8,6958] (3,78E-08)	2,28E-07 ^a [11,3073] (2,02E-08)	2,55E-07 ^a [15,1321] (1,69E-08)	2,17E-07 ^a [9,1646] (2,36E-08)	3,87E-07 ^a [10,0386] (3,85E-08)	3,96E-07 ^a [17,6575] (2,24E-08)
RI(-3)	-0,0082 [-1,0552] (0,0078)	-0,005429 [-0,6827] (0,0080)	-0,0070 [-0,8250] (0,0085)	-0,0166 ^c [-1,8738] (0,0088)	-0,0129 ^c [-1,7288] (0,0074)	-0,0103 ^a [-2,6610] (0,0039)	0,0111 ^a [2,9935] (0,0037)	-0,0091 ^b [-2,2152] (0,0041)	-0,0090 ^c [-1,8879] (0,0048)	-0,0073 ^c [-1,7129] (0,0043)
CREDIB(-1)		0,079776 ^b [2,3589] (0,0338)			0,0801 ^b [2,1452] (0,0373)	0,1456 ^b [9,0682] (0,0161)				0,1370 ^a [6,6309] (0,0207)
PD(-1)			-0,0021 [-0,5183] (0,0041)		-0,0110 ^c [-1,9349] (0,0057)			-0,0026 [-0,9754] (0,0027)		-0,0065 [-1,5548] (0,0042)
CRED(-3)				-0,0158 ^b [-2,0854] (0,0076)	-0,0260 ^a [-3,2370] (0,0080)				-0,0182 ^a [-4,5406] (0,0040)	-0,0301 ^a [-5,7497] (0,0052)
Valor estadístico F	118,5965	90,2214	78,6467	98,7898	84,5847					
Prob. (est. F)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000					
Valor estadístico J						0,1375	0,1266	0,1331	0,1147	0,1091
Error cuadrático medio	0,0882	0,0839	0,0881	0,0811	0,0700	p>0,68	p>0,69	p>0,65	p>0,77	p>0,69
R ² ajustado	0,6975	0,7241	0,6955	0,7420	0,8038	0,0925	0,0913	0,0929	0,0942	0,0777
						0,6504	0,6635	0,6433	0,6430	0,7484

Fuente: estimaciones del autor.

Niveles marginales de significación: ^a denota 0,01; ^b denota 0,05; y ^c denota 0,1. Errores estándar entre paréntesis y valores estadísticos t entre corchetes.

PIB: Producto interno bruto.

RI: Tasa de interés real.

CREDIB: Credibilidad.

PD: Deuda pública.

CRED: Crédito.

las series son estacionarias (véase el cuadro A.1 del Apéndice). En consecuencia, todas las series de este análisis son I (1).

La selección de los órdenes de rezago del VAR se determinó utilizando los criterios de información de Akaike (AIC) y de Hannan Quinn (HQ). Se observa que ambos modelos (con y sin constante) indican que el orden de rezago para el VAR es de 2, y que el modelo de ajuste óptimo es con constante (véase el cuadro A.2 del Apéndice). Además, los residuos estaban distribuidos normalmente. Los resultados de las pruebas de raíz unitaria indican que la utilización de la primera diferencia de series en el VAR es correcta; no obstante, esta manera de proceder puede conducir a no tener en cuenta las relaciones a largo plazo entre distintas series. Por lo tanto, es necesario establecer si una combinación lineal entre series es estacionaria, aunque las series individualmente consideradas no lo sean. En otros términos, tenemos que establecer si las series están cointegradas, porque en esa situación es aconsejable utilizar la técnica de modelo de corrección del vector de errores (MCVE) en las estimaciones.

Las ordenadas en el origen y la tendencia se incluyeron sobre la base del criterio de Pantula (Harris, 1995). Los resultados que se presentan en el cuadro A.3 muestran una especificación correcta en el uso de la ordenada en el origen dentro del vector de cointegración. Las pruebas de cointegración propuestas por Johansen (1991) con respecto a la significación de los valores Eigen estimados indican que los valores estadísticos de la traza y de los valores Eigen máximos rechazan la hipótesis de no integración. En consecuencia, existe una relación de equilibrio a largo plazo entre las variables consideradas, por lo que se aplica la técnica de MCVE.

Las estimaciones de autorregresión vectorial (VAR) comúnmente se interpretan mediante la utilización de funciones de respuesta a impulsos, y en el método estándar se utiliza un "supuesto de ortogonalidad", de modo que el resultado puede depender de la ordenación de las variables en el modelo VAR (Lutkepohl, 1991).

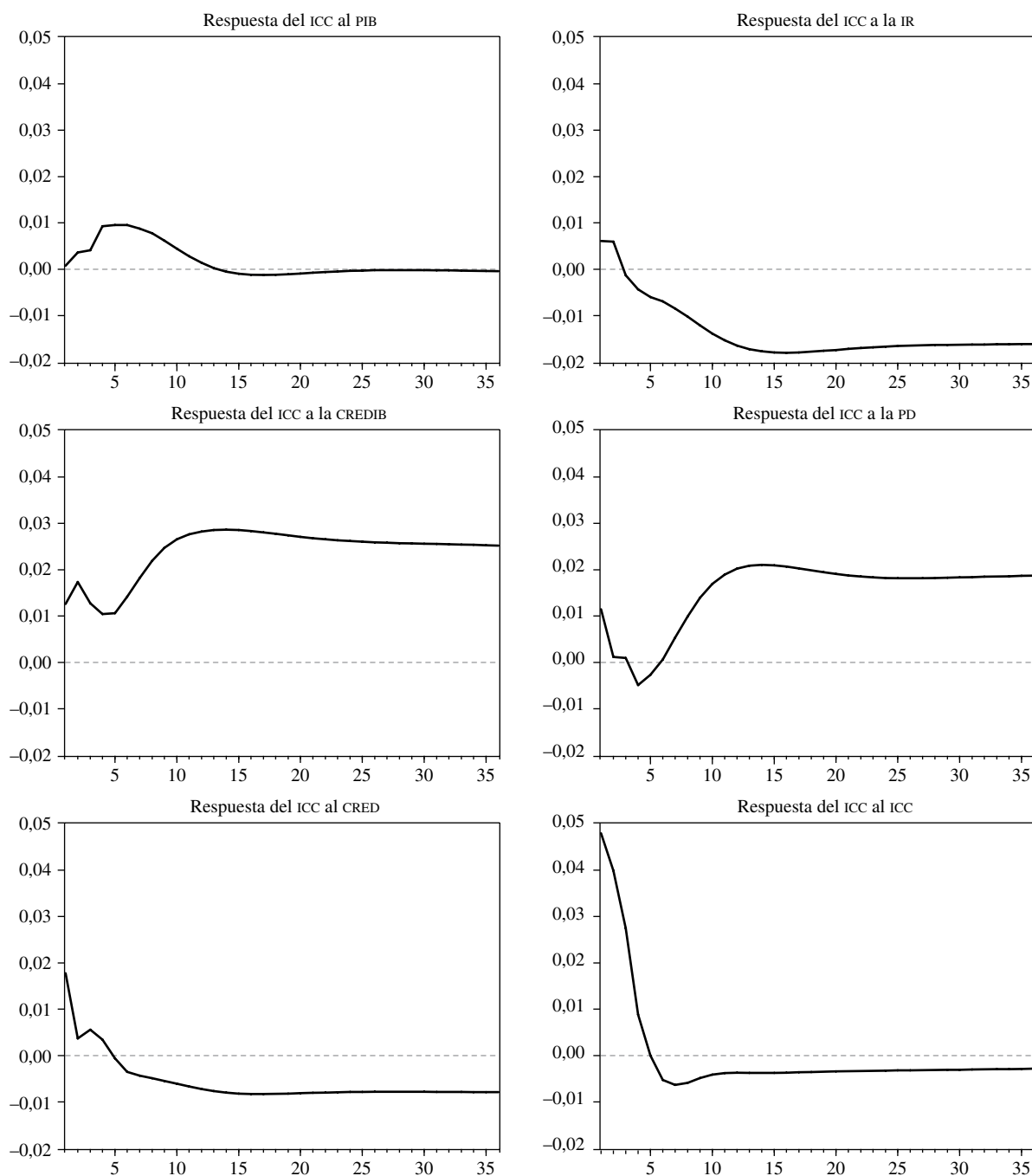
No obstante, en este análisis las variables se ordenaron de diferentes maneras para el análisis de la función de impulso-respuesta, pero los resultados no variaron significativamente.

En el gráfico 2, sobre la base de la metodología antes mencionada, se presentan los resultados de las funciones generalizadas de impulso-respuesta para un horizonte cronológico de 36 meses. Un cambio positivo imprevisto del coeficiente de la deuda pública provoca un efecto negativo y significativo a lo largo del tiempo, lo que está en consonancia con los resultados anteriores (la constante fue estadísticamente significativa para todas las especificaciones en ambos métodos: MCO y MGM). Además, este resultado lleva a pensar en la necesidad de adoptar una estrategia de política fiscal que reduzca el saldo de la deuda pública.

En términos amplios, los resultados de las estimaciones de la VEC son congruentes con los de los análisis de MCO y MGM. El gráfico de la función de impulso revela que una perturbación positiva de la credibilidad promueve un incremento del ICC que persiste a lo largo del tiempo (véase el gráfico 2). Esta conclusión refuerza la idea de que el uso de un sistema de fijación de objetivos de inflación constituye una estrategia importante para orientar las expectativas del público. Por otra parte, una perturbación positiva de la tasa de interés real y del volumen del crédito conduce a una reducción inevitable del ICC.

El análisis del impacto de un aumento de la deuda pública pone de manifiesto una presión en favor del incremento del ICC seis meses después de la perturbación. Esta observación parece ser contraria a la que surge de las estimaciones de MCO y MGM, pero el primer efecto (una disminución del ICC) está en concordancia con los resultados que resaltan en el cuadro 1. Una explicación de la inversión de la tendencia es la existencia de un considerable rezago entre la variación de la deuda pública y su efecto sobre las expectativas del consumidor. Con respecto al PIB, se observa que una perturbación positiva de esta variable provoca un incremento del ICC en los primeros 12 meses.

GRÁFICO 2

Respuesta al impulso

Fuente: elaboración del autor.

ICC: Índice de confianza del consumidor.

PIB: Producto interno bruto.

IR: Tasa de interés real.

CREDIB: Índice de credibilidad.

PD: Deuda pública.

CRED: Crédito.

IV

Conclusión

El análisis empírico indica que las variables macroeconómicas cumplen un papel sustancial en la determinación de la confianza de los consumidores de los hogares en la economía brasileña. Los hechos constatados revelan que un aumento del producto o de la credibilidad contribuye a acrecentar la confianza del consumidor. Por otra parte, el incremento del financiamiento al sector privado y el alza de la tasa de interés real deterioran la confianza. La deuda pública, entre tanto, no constituye un instrumento eficaz para modelar las expectativas del consumidor.

Una importante consecuencia de este estudio es que en economías como la del Brasil la aplicación de una política fiscal flexible, que dé lugar al crecimiento de la deuda pública y la adopción de medidas orientadas a incrementar el volumen del financiamiento al sector privado, no representa una adecuada estrategia para aumentar la confianza del consumidor. En cambio, lo que sí indican los hechos constatados es que la credibilidad del objetivo de inflación influye de manera importante en las expectativas del consumidor. En consecuencia, generar credibilidad es crucial para las economías que estén tratando de lograr un alto nivel de confianza del consumidor.

APÉNDICE

CUADRO A.1

Pruebas de raíz unitaria (ADF y PP)

Serie	ADF			PP		
	Rezago	Prueba	Valores críticos a nivel de 1%	Rezago	Prueba	Valores críticos a nivel de 1%
PIB	2	3,8483	-2,5876	6	6,5517	-2,5872
D(GDP)	0	-4,0171	-3,4944	2	-4,1566	-3,4944
IR	0	-0,8799	-2,5872	0	-0,8799	-2,5872
D(IR)	12	-3,1838	-2,5903	3	-8,2529	-2,5874
CREDIB	0	3,6570	-3,4937	3	-1,5798	-2,5872
D(CREDIB)	0	-7,8249	-3,4944	12	-6,0131	-2,5874
PD	1	-0,9757	-2,5874	5	-0,8732	-2,5872
D(PD)	0	-12,8304	-2,5874	0	-12,8304	-2,5874
CRED	1	-3,0121	-3,4944	2	3,3218	-3,4937
D(CRED)	0	-6,5634	-2,5874	6	-8,8207	-4,0487
ICC	0	-3,5934	-4,0478	2	-3,8044	-4,0478
D(ICC)	0	-10,1815	-2,5874	8	-10,5826	-2,5874

Fuente: elaboración del autor.

Nota: Prueba de Dickey-Fuller aumentada (ADF): La selección final del rezago se realizó sobre la base del criterio de Schwarz (cs). La especificación del modelo no incluye constante ni tendencia temporal para las series PIB, IR, D(IR), PD, d(PD), D(CRED) y D(CONF). Se empleó una especificación constante para las series D(GDP), CREDIB y D(CREDIB). Se utilizó una tendencia constante y lineal CONF. Prueba de Phillips-Perron (PP): El rezago es el rezago truncado elegido para el núcleo de Bartlett. PIB, IR, D(IR), CREDIB, D(CREDIB), PD, D(PD) y D(CONF). Se usó una constante para CRED. Se usaron tendencias constantes y lineales para las series CONF y D(CRED).

CUADRO A.2

Criterios de AIC y HQ para el VAR

VAR Orden	Con constante		Sin constante	
	AIC	HQ	AIC	HQ
0	39,99192	40,05594		
1	23,13847	23,58657	23,52156	23,90564
2	22,54732 ^a	23,37951 ^a	22,92496 ^a	23,69313 ^a
3	22,83064	24,04691	23,02309	24,17535
4	22,97928	24,57964	23,19122	24,72756
5	22,99014	24,97458	23,16333	25,08375
6	23,17986	25,54838	23,39972	25,70424
7	23,27416	26,02677	23,54158	26,23018
8	23,44275	26,57945	23,65272	26,72540

Fuente: estimaciones del autor basadas en los criterios de Akaike (AIC) y de Hannan Quinn (HQ).

^a Denota el orden de rezago seleccionado por el criterio.

VAR: Modelo de autorregresión vectorial.

CUADRO A.3

Número de relaciones de cointegración

Modelos según tipos de tendencia:	Ninguna	Ninguna	Lineal	Lineal	Cuadrática
Tipo de prueba	Ninguna ordenada en el origen Ninguna tendencia	Ordenada en el origen Ninguna tendencia	Ordenada en el origen Ninguna tendencia	Ordenada en el origen Tendencia	Ordenada en el origen Tendencia
Traza	1	3	2	2	1
valor propio máximo	1	1	1	1	0

Nota: Número de relaciones de cointegración, por modelo, seleccionadas al 5% de significancia *.

Rango o número de CE	Sin ordenada en el origen	Ordenada en el origen	Ordenada en el origen	Ordenada en el origen	Ordenada en el origen
	Ninguna tendencia	Ninguna tendencia	Ninguna tendencia	Tendencia	Tendencia
0	25,09646	25,09646	25,14402	25,14402	25,17400
1	25,11454	25,13210	25,23447	25,27739	25,35115
2	25,37612	25,42983	25,49587	25,57408	25,60401
3	25,78937	25,73732	25,78879	25,90949	25,96547
4	26,23064	26,19615	26,20376	26,34155	26,37721
5	26,69913	26,68261	26,68347	26,81486	26,80554
6	27,23809	27,21517	27,21517	27,33957	27,33957

Fuente: elaboración del autor.

Nota: Criterio de información de Schwarz, por rango (filas) y por modelo (columnas).

CE: Ecuación de cointegración.

* Las pruebas estadísticas toman como referencia los valores críticos de MacKinnon, Haug y Michelis.

CUADRO A.4

Pruebas de cointegración de Johansen

Número de hipótesis de CE	Valor propio	Traza			Valores Eigen máximos		
		Estadística de traza	Valores críticos al 5%	Prob. ^a	Estadística de valores propios máximos	Valores críticos al 5%	Prob. ^a
R = 0	0,4227	143,2814	103,8473	0,0000	56,5803	40,9568	0,0004
R ≤ 1	0,2497	86,7011	76,9728	0,0075	29,5860	34,8059	0,1841
R ≤ 2	0,2423	57,1151	54,0790	0,0261	28,5801	28,5881	0,0501
R ≤ 3	0,1185	28,5350	35,1928	0,2182	12,9910	22,2996	0,5576
R ≤ 5	0,0938	15,5440	20,2618	0,1968	10,1462	15,8921	0,3212
R ≤ 6	0,0511	5,39783	9,1645	0,2426	5,3978	9,1645	0,2426

Fuente: elaboración del autor.

^a Denota valores p de MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

CE: Ecuación de cointegración.

Bibliografía

- Agénor, P. y M.P. Taylor (1992), "Testing for credibility effects", *IMF Staff Papers*, vol. 39, N° 3, Washington, D.C., Fondo Monetario Internacional, septiembre.
- Cragg, J.G. (1983), "More efficient estimation in the presence of heteroscedasticity of unknown form", *Econometrica*, vol. 51, N° 3, Nueva York, Econometric Society, mayo.
- Cukierman, A. y A.H. Meltzer (1986), "A theory of ambiguity, credibility, and inflation under discretion and asymmetric information", *Econometrica*, vol. 54, N° 5, Nueva York, Econometric Society, septiembre.
- de Mendonça, H.F. (2007), "Towards credibility from inflation targeting: the Brazilian experience", *Applied Economics*, vol. 39, N° 20, Londres, Routledge.
- de Mendonça, H.F. y J. Simão Filho (2008), "Macroeconomic effects of Central Bank transparency: the case of Brazil", *Cato Journal*, vol. 28, N° 1, Washington, D.C., Cato Institute.
- (2007), "Economic transparency and effectiveness of monetary policy", *Journal of Economic Studies*, vol. 34, N° 6, Bingley, Emerald.
- de Mendonça, H.F. y V. Vivian (2008), "Public-debt management: the Brazilian experience", *Revista de la CEPAL*, N° 94 (LC/G.2357-P), Santiago de Chile, abril.
- Fuhrer, J. (1993), "What role does consumer sentiment play in the US macroeconomy?", *New England Economic Review*, Boston, Federal Reserve Bank of Boston, enero-febrero.
- Hansen, L.P. (1982), "Large sample properties of generalized method of moments estimators", *Econometrica*, vol. 50, N° 4, Nueva York, Econometric Society.
- Harris, R. (1995), "Using cointegration analysis in econometric modeling", Londres, Prentice Hall.
- Johansen, S. (1991), "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models", *Econometrica*, vol. 59, N° 6, Nueva York, Econometric Society.
- Ludvigson, S. (2004), "Consumer confidence and consumer spending", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 18, N° 2, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- Lutkepohl, H. (1991), "Introduction to multiple time series analysis", Berlin, Springer.
- MacKinnon, J.G., A.A. Haug y L. Michelis (1999), "Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 14, N° 5, Londres, John Wiley & Sons.
- Nahuis, N.J. y W.J. Jansen (2004), "Which survey indicators are useful for monitoring consumption? Evidence from European countries", *Journal of Forecasting*, vol. 23, N° 2, Londres, John Wiley & Sons.
- Newey, W.K. y K.D. West (1987), "A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix", *Econometrica*, vol. 55, N° 3, Nueva York, Econometric Society.
- Romer, D. (2006), *Advanced Macroeconomics*, Nueva York, McGraw-Hill.
- Sims, C. (1980), "Macroeconomics and reality", *Econometrica*, vol. 48, N° 1, Nueva York, Econometric Society, enero.
- Svensson, L. (1999), "How should monetary policy be conducted in an era of price stability?", *Proceedings*, Federal Reserve Bank of Kansas City.
- Wooldridge, J.M. (2001), "Applications of generalized method of moments estimation", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 15, N° 4, Nashville, Tennessee, American Economic Association.