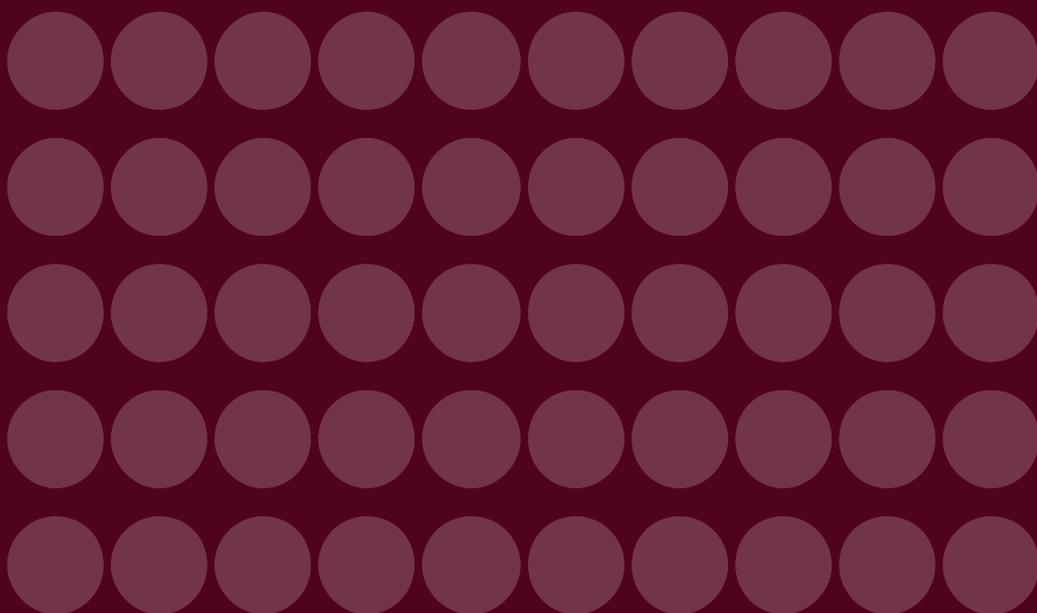


MONETARIA

Volumen XXXIX, número 1

Enero-junio de 2017



MONETARIA

Volumen XXXIX, número 1, enero-junio 2017

ÍNDICE

1

**Uso de la curva de cupón cero
del gobierno de Jamaica para modelar
el riesgo de la curva de rendimientos**

Oma Coke

43

Inflación y deuda pública

*José Pablo Barquero Romero
Kerry Loaiza Marín*

101

**Evaluación del anclaje de las expectativas
de inflación en México**

Marco A. Acosta

Monetaria es una revista académica publicada por el CEMLA. Constituye un foro internacional para la publicación de investigaciones originales sobre temas económicos de alto nivel, tanto en español como en inglés (se publican dos volúmenes). La revista cubre aspectos teóricos y empíricos, que se busca que influyan, de preferencia de manera conjunta, en el diseño de políticas públicas. Está disponible impresa y en versión electrónica <www.cemla.org>. Para someter artículos a dictaminación se pueden dirigir a: <monetaria@cemla.org>. Las opiniones expresadas en **Monetaria** son de los autores, y no necesariamente representan las del Centro, sus autoridades, el Comité Editorial, o las organizaciones a las cuales están afiliados los autores. El contenido de **Monetaria** no puede ser reproducido por ningún medio sin la autorización del editor. Su contenido está indexado en: EBSCO y Research Papers in Economics (RePec)

**Estimación y pronóstico del riesgo
de incumplimiento: evidencias para Jamaica**

*Andrene Senior
Sherene A. Bailey*

Uso de la curva de cupón cero del gobierno de Jamaica para modelar el riesgo de la curva de rendimientos

Oma Coke

Resumen

Este estudio utiliza el método de Svensson (1994) para estimar trimestralmente la curva de rendimientos de cupón cero del gobierno de Jamaica (GJ), de marzo de 2014 a diciembre de 2016. Dicho método se empleó para obtener la curva de rendimientos parsimoniosa. Posteriormente, la curva de rendimientos al contado estimada se incorpora a un marco de pruebas de tensión de las tasas de interés para evaluar el efecto de los desplazamientos paralelos y no paralelos de la curva de rendimientos sobre los instrumentos que componen la cartera. Los resultados de esta prueba de tensión muestran que los grupos de participantes del mercado estuvieron más expuestos a los desplazamientos paralelos de la curva que a los no paralelos. También, que las instituciones de depósito y los intermediarios de valores eran más vulnerables a los desplazamientos en el tramo medio de la curva de rendimientos. El subsector de empresas de seguros de vida fue más vulnerable en el tramo largo de la curva de rendimientos, mientras que el subsector de empresas de seguros de daños (o patrimoniales) era igualmente vulnerable en los tramos corto y medio de la curva.

O. Coke, Departamento de Estabilidad Financiera, Bank of Jamaica. Las opiniones expresadas en este estudio no son necesariamente las del Bank of Jamaica. <oma.coke@boj.org.jm>.

Palabras clave: curva de rendimientos, duración de la tasa clave, estabilidad financiera.

Clasificación JEL: F31, F32, F41.

Abstract

This study uses the Svensson (1994) method to estimate quarterly Government of Jamaica (GOJ) zero-coupon yield curves from March 2014 to December 2016. The Svensson (1994) method of estimation was used to obtain the parsimonious yield curve. The estimated spot rate curve is then incorporated into an interest rates stress testing framework to assess the impact on portfolio holdings of parallel and nonparallel shifts of the yield curve. The results of the stress testing exercise show that exposure to parallel shifts of the curve was higher across the respective market participant groups relative to nonparallel shifts. Additionally, deposit-taking institutions and securities dealers were more vulnerable to shifts in medium-term segment of the yield curve. The life insurance subsector was more vulnerable to the long end of the yield curve while the general insurance subsector exposures were equally weighted across the short to medium term segment of the curve.

Keywords: yield curve, key rate duration, financial stability.
JEL classification: F31, F32, F41.

1. INTRODUCCIÓN

La curva de rendimientos muestra visualmente la relación entre la tasa de los bonos y su vencimiento. Puede utilizarse como referencia para fijar el precio de los bonos y, en general, para analizar el valor. En la práctica, una curva de rendimientos suele estimarse a partir de la observación de los precios en el mercado de deuda gubernamental. La utilización de la cartera de deuda gubernamental pudiera deberse a que, en la mayoría de las jurisdicciones, el gobierno es el mayor emisor de bonos, aunado a su perfil de riesgo percibido (en teoría,

sin riesgo o con un riesgo mínimo). La curva de rendimientos también es un indicador útil para los bancos centrales porque les permite detectar los cambios en las expectativas del mercado respecto a las condiciones macroeconómicas, la política monetaria y las preferencias de riesgo de los inversionistas.

Con base en lo anterior, este estudio tuvo dos objetivos. Primero, se estimó una curva de rendimientos para el periodo comprendido entre el primer trimestre de 2014 y el cuarto trimestre de 2016 (2014t1-2016t4) utilizando los bonos denominados en dólares jamaquinos (JMD) que el gobierno de Jamaica (GJ) emitió en el mercado de deuda local. Esto se hizo utilizando el modelo paramétrico de Svensson (1994) con el fin de inferir la curva de rendimientos del GJ a partir del precio de los bonos locales. Se optó por dicho modelo debido a la flexibilidad creciente de la curva sin que pierda las propiedades paramétricas que proporcionan una sólida intuición económica. La estimación de la curva de rendimientos del GJ encuentra fundamento en Kladvko (2010), quien utiliza el modelo de Nelson-Siegel para la curva de rendimientos de bonos del Tesoro de la República Checa de 1999 a la fecha, y Gürkaynak *et al.* (2006), que emplean el modelo de Svensson para estimar la curva de bonos del Tesoro de Estados Unidos de 1961 a la fecha. Este estudio también se sustentó en Langrin (2007), quien estimó versiones multifactoriales de los modelos de Vašíček (1977) y de Cox, Ingersoll y Ross (Cox *et al.*, 1985), para la estructura de las tasas de interés para el precio de los bonos con cupón cero del GJ. La estimación de Langrin (2007) se realizó mediante la modelación del espacio de estados de las tasas de rendimiento diarias de los bonos locales del GJ, del 24 de septiembre de 2004 al 28 de julio de 2006, obtenidas de Bloomberg. A diferencia de Langrin (2007), que se basa en un modelo de la estructura de tasas de interés en tiempo continuo y con ausencia de oportunidades de arbitraje, este estudio emplea un método transversal para estimar la curva de rendimientos locales de los bonos de cupón cero del GJ.

Segundo, dado que los cambios en la curva de rendimientos pueden ser reflejo del riesgo de tasas de interés, este estudio considera una estimación de las duraciones de la tasa clave de la cartera de bonos locales del GJ. El estudio también evalúa qué efecto tienen los desplazamientos en la curva de rendimientos conforme al modelo de duración de la tasa clave sobre los instrumentos locales que componen la cartera de los grupos que participan en el mercado.

Esta metodología se suma al trabajo de Tracey (2009), quien emplea el análisis de componentes principales y las duraciones de la tasa clave para evaluar el riesgo de tasas de interés de los bonos locales e internacionales del GJ en manos de la banca jamaicana.

El estudio está organizado como se describe a continuación. En la segunda sección se repasan conceptos fundamentales de la curva de rendimientos; en la tercera se presenta el marco del modelo de Svensson; en la cuarta se proporcionan las generalidades de los datos utilizados en el modelo, lo que incluye una explicación detallada de algunos de sus problemas; en la quinta sección se presentan los resultados de la estimación, incluida una evaluación del ajuste de la curva; en la sexta se demuestra el uso del modelo de duración de tasas clave para evaluar el efecto de los desplazamientos en la curva de rendimientos sobre la cartera de bonos gubernamentales locales denominados en JMD para los grupos de participantes del mercado que componen el sistema financiero jamaicano; y la séptima sección es la conclusión.

2. ASPECTOS BÁSICOS DE LA CURVA DE RENDIMIENTOS

En esta sección se consideran algunos conceptos fundamentales acerca de cómo se determina el precio de los bonos y de la creación de una curva de rendimientos.

2.1 La función de descuento y las tasas cupón cero

El precio de un bono está condicionado al valor presente de sus flujos de efectivo futuros. La tasa de interés o función de descuento utilizada para calcular el valor presente depende de la tasa ofrecida sobre valores comparables en el mercado. La función de descuento se utiliza para mantener el valor real en el tiempo, es decir, el valor temporal del dinero. En teoría, el uso de la función de descuento para determinar el valor de un bono cupón cero que paga \$1 en n años tiene la siguiente notación:

$$1 \quad P_t = \delta_t(n) = e^{-r_t(n) \times n},$$

donde $\delta_t(n)$ denota la función de descuento continua en el tiempo t , y $r_t(n)$ es la tasa de retorno compuesta (rendimiento) continuamente que demanda el inversionista por mantener tal inversión n periodos hasta el tiempo t (n denota el plazo al vencimiento). El subíndice t denota la variabilidad de la función de descuento. A partir de la ecuación 1, es posible aplicar la transposición necesaria para obtener una expresión del rendimiento compuesto continuamente (tasa al contado) sobre el bono cupón cero:

$$2 \quad r_t(n) = \frac{-\ln(\delta_t(n))}{n}.$$

Al aplicar el concepto de interés compuesto al precio de los bonos, se puede considerar que el rendimiento se exprese en cupones equivalentes. Siendo así, es posible suponer el interés compuesto como m veces por año en lugar de que sea continuo (por ejemplo, el interés compuesto semestral implica que $m=2$ y que el pago del cupón es dos veces al año). Por lo tanto, expresamos la relación entre la tasa compuesta continuamente y los cupones equivalentes compuestos m veces como

3

$$r_t(n) = m \times \ln \left(1 + \frac{r_t^{ce}(n)}{m} \right),$$

donde $\frac{r_t^{ce}(n)}{m}$ denota la tasa en cupones equivalentes compuesta m veces al año. De igual modo, la función de descuento se expresa como

4

$$\delta_t(n) = \frac{1}{\left(1 + \frac{r_t^{ce}(n)}{m} \right)^{m \times n}}.$$

Por lo tanto, la relación entre los rendimientos y los rendimientos en cupones equivalentes facilita la movilidad entre el interés continuamente compuesto y sus contrapartes equivalentes en cupones. La curva de rendimientos refleja la relación entre tasas y vencimientos.

2.2 Bono con cupón y curva de rendimientos a la par

Tal como los bonos con cupón cero, el precio de un bono con cupón está condicionado a la función de descuento; por lo tanto, el precio es la suma de los flujos futuros de efectivo descontados del bono. A manera de ejemplo, considérese el precio de un bono con cupón cuyo valor nominal es 100 y paga un cupón de \$C $\left(C = \frac{100c}{m} \right)$ que vence exactamente en n años desde el tiempo t como sigue:

5

$$P_t(n) = \sum_{i=1}^{m \times n} C \delta_t(i/m) + 100 \delta_t(n),$$

donde $\delta_t(i)$, $i = 1, 2, \dots, n$, son las funciones de descuento de los respectivos vencimientos. Obsérvese que el rendimiento

de un bono con cupón depende de la tasa supuesta para el cupón. Como señalan Gürkaynak *et al.* (2006), una implicación de esta condición es la disparidad en los rendimientos de bonos con vencimientos idénticos, pero valores de cupón diferentes.

Los rendimientos de un bono con cupón pueden expresarse en términos de rendimientos a la par. Un rendimiento a la par puede definirse como la tasa del cupón a la que un bono con un vencimiento específico cotizaría a la par; es decir, la tasa a la que el valor presente del bono es equivalente a su valor nominal. Por lo tanto, para un bono con cupón con valor nominal de \$100 y vencimiento n , el rendimiento a la par se obtiene como sigue:

$$6 \quad 100 = \frac{100c_t(n)}{m} \sum_{i=1}^{m \times n} \delta_t(i/m) + 100\delta_t(n),$$

donde $c_t(n)$ denota el rendimiento a la par en el año n . A partir de la ecuación 6, el rendimiento a la par se puede expresar como

$$7 \quad c_t(n) = \frac{m(1 - \delta_t(n))}{\sum_{i=1}^{m \times n} \delta_t(i/m)}.$$

El rendimiento a la par sirve como un remplazo del cálculo que realizan los participantes del mercado financiero para conocer el precio de un bono con cupón (Gürkaynak *et al.*, 2006). Como ya se dijo, la curva de rendimientos, una vez estimada, puede presentarse como de cupón cero o a la par. Su curvatura reflejará la sensibilidad del precio de los bonos a las tasas de interés y se mide por la duración de los bonos y la convexidad.

2.3 Duración y convexidad

La duración de un bono es una medida de la sensibilidad de su valor a las variaciones en las tasas de interés. Esta medida, la duración modificada, se puede obtener fácilmente con la

metodología de duración de Macaulay. Frederick Macaulay (1938) define la duración (conocida posteriormente como duración de Macaulay) de un bono con cupón como el promedio ponderado del tiempo (en años) que el inversionista debe esperar para recibir sus flujos de efectivo. Puede expresarse como

$$8 \quad D = \frac{1}{P_t(n)} \left(\sum_{i=1}^{m \times n} \frac{i}{m} \frac{c}{m} \delta_t(i/m) + n \delta_t(n) \right),$$

donde $\frac{c}{m}$ denota el pago anual del cupón compuesto m veces por año para un bono. Los bonos que pagan cupón tienen una duración inferior a su vencimiento; en tanto, los bonos con cupón cero tienen una duración que es igual a su vencimiento. En la ecuación 8 se observa que a un vencimiento y tasa al contado constantes, la duración modificada está inversamente relacionada con la tasa del cupón. Es decir, a mayor tasa del cupón, menor la duración para un vencimiento dado. En lo que al uso se refiere, casi siempre se considera la duración modificada. A diferencia de la duración de Macaulay, la duración modificada supone básicamente que el flujo de efectivo esperado del bono no cambia cuando el rendimiento cambia.

La duración modificada puede definirse en términos de la duración de Macaulay como la duración del bono dividida entre uno más la tasa del bono (para un periodo compuesto seleccionado):

$$9 \quad D^M = \frac{D}{\left(1 + \frac{r_t^{ce}}{m} \right)}.$$

La duración en general refleja una relación lineal entre los cambios en el precio y en el rendimiento. Por lo tanto, la medida es precisa para los cambios en el precio de un bono en relación con cambios pequeños en la tasa. La no linealidad de la relación

entre los precios del bono y el rendimiento al vencimiento impide que la medida de duración refleje con precisión los cambios efectivos en el precio cuando ocurren grandes cambios en la tasa. La medida de convexidad da cuenta efectivamente de la relación no lineal entre el precio y la tasa al vencimiento. Por lo tanto, desde una óptica simplista, la convexidad se utiliza para medir esa porción del cambio en el precio del bono en relación con el cambio en el rendimiento al vencimiento de la cual no da cuenta la medida de duración. Esto puede representarse mediante la aproximación de Taylor de segundo orden para los cambios en el precio de un bono con respecto al rendimiento:

$$10 \quad \frac{\Delta P_t(n)}{P_t(n)} \approx -D^M \Delta y_t + \frac{1}{2} C (\Delta y_t)^2,$$

donde $C = \frac{1}{P_t(n)} \frac{d^2 P_t(n)}{dy_t^2}$ es la convexidad del bono. La convexidad da cuenta de la incertidumbre en los rendimientos observados en los plazos más largos de la curva de rendimientos, que ocasiona que esta tenga una forma cóncava. Una implicación de esto es que la ganancia de capital por una caída en el rendimiento es más elevada que la pérdida de capital por un incremento del rendimiento. Cabe destacar que los bonos con vencimientos más largos y mayor convexidad a veces producen lo que se conoce como sesgo de convexidad. A mayor sesgo de convexidad, más cóncava se volverá la curva de rendimientos. A continuación, se proporcionan más detalles del efecto de la convexidad sobre la forma funcional de la curva de rendimientos.

3. SELECCIÓN DEL MODELO Y GENERALIDADES

La modelación de una curva de rendimientos puede clasificarse, en términos generales, en dos grupos: 1) modelos

parsimoniosos y 2) modelos basados en la interpolación segmentaria o *spline* (ver Waggoner, 1994). Uno tiene que decidir qué prefiere de uno u otro modelo: precisión, una ventaja del segundo, o alisamiento, que es una ventaja del primero.

El Banco de Pagos Internacionales (BPI, 2005) señala que 9 de cada 13 bancos centrales que le informan sus estimaciones de curva de rendimientos utilizan el método parsimonioso. La popularidad de los modelos parsimoniosos entre los bancos centrales pudiera atribuirse a que proporciona curvas de rendimientos suficientemente alisadas, lo que es congruente con las condiciones macroeconómicas subyacentes y las preferencias de los inversionistas. Los métodos basados en la interpolación segmentaria, por otro lado, proporcionan más precisión en el ajuste de la curva y son la opción preferida si nos interesan las pequeñas anomalías en el precio. Sin embargo, las curvas de rendimientos basadas en interpolación segmentaria pudieran no estar suficientemente atenuadas y oscilar de manera considerable en intervalos diarios (Kladviko, 2010).

En este estudio se aplicó el método parsimonioso para estimar la curva de rendimientos de Jamaica. Conforme a este marco, en lo que resta de esta sección se presentan los modelos de Nelson-Siegel (Nelson y Siegel, 1987) y de Svensson (Svensson, 1994).

En su obra seminal sobre curvas de rendimientos, Nelson y Siegel (1987) supusieron que la forma funcional de la tasa adelantada instantánea es la solución de una ecuación diferencial de segundo orden con raíces iguales:

$$11 \quad f(\tau) = \beta_0 + \beta_1 e^{-\lambda\tau} + \beta_2 \lambda \tau e^{-\lambda\tau},$$

donde $f(\tau)$ es la tasa adelantada instantánea para los τ periodos hacia adelante y $\theta = (\beta_0, \beta_1, \beta_2, \lambda)$ es un vector de parámetros por estimar. La ecuación 11 pudiera clasificarse como una función exponencial de tres componentes. El primer componente, β_0 , se conoce como el nivel y se puede definir como el

límite de la tasa adelantada en la medida que τ tiende al infinito (es decir, la tasa asintótica a la que convergen la tasa adelantada y la tasa al contado). El segundo componente, $\beta_1 e^{-\lambda\tau}$, controla la pendiente de la curva de tasas adelantadas y es un término monótonicamente decreciente (si β_1 es positivo) o creciente (si β_1 es negativo). El tercer componente, $\beta_2 \lambda \tau e^{-\lambda\tau}$, controla la ubicación y el tamaño de la joroba en la curva de tasas adelantadas (β_2 determina la magnitud y el signo de la joroba, y λ su ubicación).

Si integramos la ecuación 11 (con respecto a τ) de 0 a τ y dividimos el resultado entre τ , obtenemos la curva de tasas al contado continuamente compuesta:

$$12 \quad i_c(\tau) = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} \right) + \beta_2 \left(\frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} - e^{-\lambda\tau} \right),$$

donde el subíndice c denota continuidad. A partir de la ecuación 12 es posible calcular la función de descuento correspondiente aplicando la relación establecida:

$$13 \quad \delta(\tau) = e^{-i_c(\tau)\tau}.$$

La función de descuento puede utilizarse para calcular el precio de la emisión en circulación con una tasa de cupón y fechas de vencimiento específicas. Las propiedades asintóticas del modelo proporcionan una buena intuición económica. La curva (adelantada o al contado) por definición converge hacia límites finitos en ambos extremos. Obsérvese que:

$$14 \quad \lim_{\tau \rightarrow \infty} f(\tau) \equiv \lim_{\tau \rightarrow \infty} i_c(\tau) = \beta_0, \text{ y}$$

$$15 \quad \lim_{\tau \rightarrow \infty} f(\tau) \equiv \lim_{\tau \rightarrow \infty} i_c(\tau) = \beta_0 + \beta_1.$$

A partir de estos límites, observamos que las tasas adelantadas y al contado instantáneas pueden aproximarse como la suma de β_0 y β_1 , mientras que β_0 es una aproximación de la tasa a largo plazo (conocida como el nivel de estado estable). El ajuste del tramo largo de la estructura de plazos de la curva de rendimientos pudiera ser difícil porque los efectos de la convexidad sobre los bonos tienden a lastrar las tasas en los plazos más largos (Gürkaynak *et al.*, 2006). Gürkaynak *et al.* (2006) destacaron que la especificación de Nelson-Siegel tiende a tener una asíntota de tasas adelantadas demasiado rápidamente como para ser capaz de reflejar los efectos de convexidad en los plazos más largos.

El modelo de Nelson-Siegel posteriormente fue ampliado por Svensson (1995), quien incluyó un término exponencial adicional que da cuenta de una segunda joroba en la curva de rendimientos adelantadas. La inclusión de este término aumenta la flexibilidad de la curva y mejora el ajuste de los datos. La forma funcional de la curva de rendimientos adelantadas especificada por Svensson (1995) es

$$16 \quad f(\tau) = \beta_0 + \beta_1 e^{-\lambda\tau} + \beta_2 \lambda \tau e^{-\lambda\tau} + \beta_3 \gamma \tau e^{-\gamma\tau},$$

donde $\theta = (\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \lambda, \gamma)$ es un vector de parámetros por estimar. De igual modo, la ubicación y el tamaño de la segunda joroba está regido por β_3 y γ . Obsérvese que el modelo de Svensson se colapsa en un modelo de Nelson-Siegel si $\beta_3 = 0$. Si se integra la ecuación 16 (con respecto a τ) de 0 hasta τ , y se divide el resultado entre τ , el resultado es la curva de rendimientos al contado continuamente compuesta:

$$17 \quad i_c(\tau) = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} \right) + \beta_2 \left(\frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} - e^{-\lambda\tau} \right) \\ + \beta_3 \left(\frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\gamma\tau} - e^{-\gamma\tau} \right).$$

Tal como el modelo de Nelson-Siegel, el modelo de Svensson converge a puntos limítrofes similares en ambos extremos de la curva. La estimación del modelo de Svensson se basa en ajustar los datos a la ecuación 16 para obtener los coeficientes beta, y los parámetros λ y γ .

4. DATOS Y PROBLEMAS DE ESTIMACIÓN

4.1 Método de estimación

El método de Svensson fue el que se consideró para estimar la curva de rendimientos. El método de estimación empleado en este estudio se apega al de Kladviko (2010).¹ La estimación de los parámetros se basa en la minimización de la suma ponderada de las desviaciones al cuadrado entre el precio real y el de pronóstico de los bonos con cupón:

$$18 \quad \hat{\theta} = \arg \min_{\theta} \sum_{i=1}^N \left(\frac{P_i - \hat{P}_i}{P_i D_i^M} \right)^2,$$

donde N es el número de bonos observados, P_i es el precio con intereses del bono con cupón, θ es el vector de parámetros por estimar, \hat{P}_i es el precio estimado del bono que se obtiene de las tasas al contado del modelo, la ecuación 1 es la función de descuento y la ecuación 4 es la fórmula para el precio del bono. Tal como en Kladviko (2010), el inverso del producto de los precios observados del bono y la duración modificada, $(1/P_i D_i^M)$, se emplearon como ponderación de optimización. Las tasas al contado continuamente compuestas se obtuvieron conforme al conteo de días convencional de 30/360, para los intereses acumulados.

La ecuación 16 se ejecutó con *Lsqnonlin* en MATLAB, un algoritmo de mínimos cuadrados no lineales desarrollado por

¹ Los códigos de MATLAB desarrollados por Kladviko (2010) fueron utilizados para este estudio.

Coleman y Li (1996). Debido a su flexibilidad, *Lsqnonlin* permite establecer los límites inferior y superior del parámetro o parámetros por ser optimizados, lo que lo vuelve ideal para estimar modelos paramétricos de la curva de rendimientos. Sin embargo, un inconveniente del algoritmo de optimización *Lsqnonlin* es su sensibilidad al valor inicial de λ , como señala Kladivko (2010), quien apuntó que, dado el valor real de λ , el algoritmo converge robustamente a los valores reales de los parámetros β del modelo paramétrico de interés. Su conclusión, a partir de esto, es que el algoritmo *Lsqnonlin* logra encontrar los mínimos globales. A pesar de los pros y los contras, la inicialización de los parámetros de los modelos se apega a la de Kladivko (2010) y Gürkaynak *et al.* (2006).

La estimación de los parámetros de la curva de rendimientos puede sufrir cambios bruscos en sus valores entre un periodo y el siguiente. Cairns y Pritchard (2001) denominaron saltos catastróficos a esos cambios. Para subsanarlos en el componente de nivel estimado de la curva de rendimientos, β_0 , Kladivko (2010) impone un límite inferior a los valores posibles que pudieran asumir λ y γ . De igual modo, Kladivko (2010) restringió β_0 a ser positivo, en consonancia con la teoría. Estas limitantes originan restricciones en los modelos paramétricos, tal como señala Kladivko (2010). Él también apuntó en su estudio que el modelo Nelson-Siegel restringido no da resultados muy distintos del modelo sin restricciones de Nelson Siegel. Sin embargo, a diferencia de Kladivko (2010), que se basa en datos diarios para su análisis, este estudio utiliza datos trimestrales de precios de bonos y ello dificulta observar saltos catastróficos en las estimaciones paramétricas.

4.2 Conjunto de datos

El estudio utiliza los valores de mercado trimestrales de los bonos locales del gobierno de Jamaica que informaron los participantes del mercado en el periodo del 2014t1 al 2016t4. Se eligió este periodo muestral porque los datos que estaban

disponibles antes del periodo seleccionado se percibieron como ruidosos por los acontecimientos que ocurrieron en 2010 y 2012. Durante el primer trimestre de 2010, el GJ reestructuró su cartera de deuda. Esto lo hizo sobre todo por lo difícil que le iba a resultar pagar la deuda existente en sus respectivos vencimientos. En consecuencia, hubo un desplazamiento de la mayoría de los vencimientos hacia el plazo más largo. El gobierno tomó medidas similares en el primer trimestre de 2012 y, a partir de entonces, redujo sustancialmente su participación en el mercado nacional.

A la fecha, el mercado jamaicano de bonos está detrás del de las naciones desarrolladas y en transición porque las operaciones con estos instrumentos no se registran en un sistema de cotizaciones formal. Por lo anterior, el valor de mercado informado por los participantes locales a finales de los trimestres fue el que se utilizó para extraer el precio promedio de los bonos. Los datos utilizados en el estudio provinieron de dos fuentes principales: de la Comisión de Servicios Financieros obtuvimos información sobre las instituciones financieras no bancarias y, del Banco de Jamaica, sobre instituciones de depósito.

Se creó un proceso de filtrado de datos para mejorar la calidad de la estimación. Para el periodo de estudio, se llevó a cabo la siguiente limpieza de datos:

- 1) Se utilizaron las Benchmark Investment Notes identificadas por el GJ.²
- 2) Se excluyeron los bonos con tasa de interés variable porque no es sencillo estimar con ellos la curva de rendimientos.
- 3) Para cada una de las notas de referencia, los precios de bonos que se alejaron dos desviaciones estándar de su media quedaron excluidos del análisis para minimizar posibles distorsiones en los datos.

² Incluye los valores locales denominados en JMD que no son redimibles.

- 4) No se realizaron ajustes por efectos de impuestos o cupones.
- 5) Los bonos emitidos a más de un año con vencimiento antes de seis meses quedaron excluidos porque distorsionan las condiciones de liquidez del mercado.
- 6) Los bonos que se emitieron a menos de seis meses con vencimientos en más de un año también quedaron fuera de la muestra debido a sus condiciones de liquidez.

En total, se utilizaron datos de 12 bonos del GJ para el periodo de estudio. Para ajustar el frente de la curva, se utilizaron las notas del Tesoro a uno, tres y seis meses. El ajuste de esta sección reduce la probabilidad de obtener tasas negativas o extremadamente altas, lo que es importante para el proceso de estimación. Una ventaja fundamental de los datos informados es que son muy profundos y enriquecedores.

5. RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN

La metodología mencionada se utilizó para estimar la curva de rendimientos de Svensson correspondiente al periodo de marzo de 2014 a diciembre de 2016. La evolución de la curva estimada durante el periodo fue bastante estable, como se observa en las estimaciones de los parámetros (ver gráfica 1).³ El parámetro de nivel del modelo fluctuó en torno a una tendencia con mejoras marginales dentro de las bandas del 8% y el 19%. Con excepción del tercer trimestre de 2014, el parámetro de pendiente del modelo supuso una ligera tendencia al alza por debajo de la marca de cero. De igual modo, los parámetros de curvatura (λ y γ) tendieron ligeramente al alza en

³ Cabe destacar respecto a todo el periodo muestral que hubo trimestres en los que los resultados estimados del modelo de Svensson implican una sobreparametrización (ver el anexo A). De manera alterna, puede estimarse un modelo Nelson-Siegel, que también fue considerado por este estudio.

el periodo de muestra. El diferencial de tasas de interés entre los rendimientos a 10 años y a 1 año se elevó ligeramente en el horizonte de la estimación. En el tramo largo, el diferencial entre los rendimientos a 35 años y a 10 años fluctuó alrededor de una línea de tendencia ligeramente a la baja. El diferencial de tasas de interés entre los rendimientos a 1 año y a 10 años alcanzó su máximo en el tercer trimestre de 2015, cuando se redujo el diferencial correspondiente en el tramo largo de la curva.⁴ Este resultado en cierto grado reflejó cuál fue la preferencia de los inversionistas en el espectro de vencimientos de las emisiones locales del GJ en moneda nacional. En el tramo largo de la curva, el diferencial entre tasas de interés fue más elevado en el 2015t1. Esto responde a una disminución en el diferencial de tasas de interés correspondiente a los rendimientos a 1 año y a 10 años, en comparación con el 2014t4.⁵ En ese último periodo, los diferenciales de tasas de interés para los rendimientos a 1 año y a 10 años, y a 10 años y a 30 años registraron un crecimiento trimestral positivo, con lo que en cierta medida reflejaron una mayor preferencia por rendimientos más altos en todo el espectro de vencimientos de las emisiones locales del GJ en JMD.⁶ El aplanamiento de la curva en el tramo largo fue más evidente en el 2014t3, lo que reflejó el diferencial mínimo de las tasas de interés para los rendimientos a 10 años y a 30 años en el periodo de muestra.

⁴ El diferencial de los rendimientos a 1 año y a 10 años fue del 4.6%, lo que refleja un incremento del 10.1% en comparación con el segundo trimestre de 2015, mientras que el diferencial de los rendimientos a 10 años y a 30 años fue del 2.6%, esto es, una caída del 29.5% con respecto al trimestre previo.

⁵ El diferencial de tasas de interés entre 10 años y 30 años fue del 5.9%, reflejo de un incremento del 12.7%, mientras que el diferencial de 1 año a 10 años fue del 4.1%, lo que reflejó una caída del 2.8 por ciento.

⁶ El diferencial de tasas de interés para los rendimientos a 1 año y a 10 años, y a 10 años y a 30 años fue del 4.2% y el 5.3%, respectivamente, como reflejo de aumentos del 5.3% y el 178.5 por ciento.

En suma, los resultados estimados para la totalidad del periodo de muestra proporcionaron curvas de rendimientos con pendiente al alza.⁷ El ajuste del modelo a los datos muestrales observados fue más preciso a finales del 2015, como lo muestran las medidas de error incorporadas.

Como ejemplo de los resultados, la estimación de tasas al contado, instantáneas adelantadas y la par para diciembre de 2015 se muestra en la gráfica 2. Las tasas se presentan anualmente compuestas. A finales de 2015 había ocho bonos gubernamentales disponibles, cuyo vencimiento oscilaba entre aproximadamente un año y cuatro meses y aproximadamente 35 años.

Como se puede ver en la gráfica 2, la curva de Svensson proporciona un buen ajuste de la estructura de plazos de la deuda gubernamental local. Sin embargo, el ajuste de la curva no fue tan bueno en el tramo corto (menos de un año), en reflejo de la naturaleza idiosincrásica de esas emisiones. Para los vencimientos de uno a cinco años, el peor ajuste fue el del bono con cupón 2019 a 8.5% porque parecía sobrevaluado en relación con los demás bonos. La forma de la curva estimada de tasas al contado tenía una pendiente ascendente para los vencimientos a más de tres años. En el tramo corto fue evidente una joroba en forma de U. Esto sugiere la expectativa de los participantes del mercado de que el banco central pronto relajaría la política monetaria (Bomfim, 2003).

Tal como Kladvko (2010), el error absoluto medio (EAM), la raíz del error cuadrático medio (RECM) y el error absoluto máximo (EAMax) se utilizaron para evaluar la bondad del ajuste del modelo.

19
$$\text{RECM} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2},$$

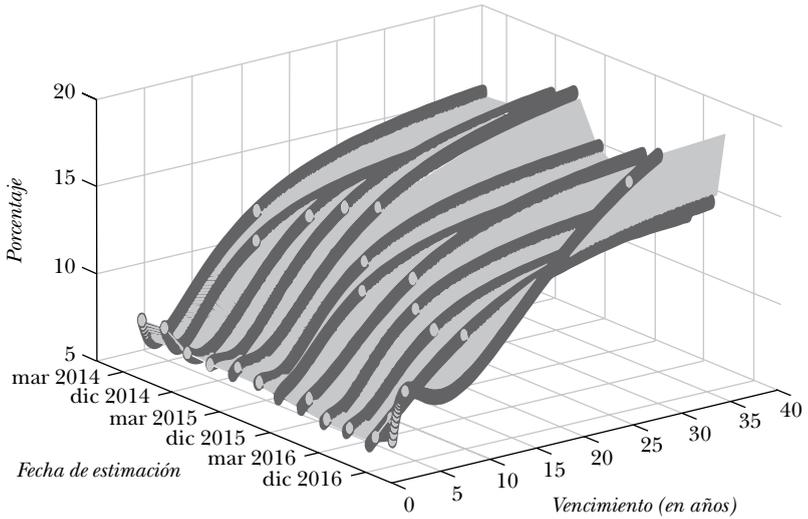
20
$$\text{EAMax} = \max_i \{|y_i - \hat{y}_i|\}, \quad i = 1, \dots, n,$$

⁷ Ver Estrella y Trubin (2006).

Gráfica 1

CURVAS DE RENDIMIENTO DE CUPÓN CERO ESTIMADAS

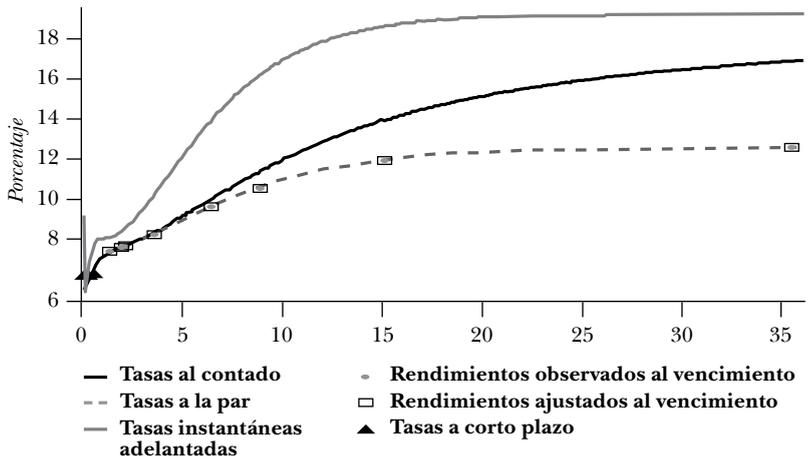
Continuamente compuestas
Marzo de 2014 a diciembre de 2016



Gráfica 2

PRODUCTO ESTIMADO PARA EL MODELO DE SVENSSON

A finales de diciembre de 2015



donde n es el número de bonos gubernamentales para una fecha de liquidación dada, y_i es la tasa al vencimiento observada y \hat{y}_i es la tasa al vencimiento ajustada. Al calcular las medidas de error, las tasas de las notas del Tesoro fueron excluidas del análisis.⁸

Cuadro 1

MEDIDAS DE ERROR PARA LA CURVA DE RENDIMIENTOS ESTIMADA		
Curva de rendimientos al vencimiento estimada de Svensson a finales de diciembre de 2015 Puntos básicos		
<i>RECM</i>	<i>EAM</i>	<i>EAMax</i>
3.8	3.3	6.7

El EAMax estimado que identifica el punto de ajuste menos idóneo se asoció al bono 2018 con cupón del 7.75%. El EAMax para la curva cupón cero estimada para el 2015t4 reflejó el sobreprecio del bono 2018 con cupón del 7.75% en comparación con el correspondiente resultado estimado.

6. APLICACIÓN DE LA CURVA DE RENDIMIENTOS COMO PRUEBA DE TENSIÓN

La curva de rendimientos tiene muchas aplicaciones que se adaptan a los fines deseados. Por ejemplo, la expectativa de inflación, de vital importancia para la política monetaria, puede obtenerse a partir de la curva de rendimientos. Por otro lado, Estrella y Trubin (2006) investigaron el uso de la curva de rendimientos como herramienta para pronosticar las condiciones

⁸ La exclusión de las medidas de error para las notas del Tesoro se debió al mal ajuste de la curva en el tramo corto. Además, las tasas de las notas del Tesoro no se recopilaban en la muestra.

macroeconómicas en tiempo real. Su estudio empleó un modelo probabilístico para registrar la relación entre los atributos clave de la curva (su empinamiento) y el ciclo económico, y encontraron que la curva de rendimientos era una buena herramienta de predicción de las recesiones.

En su trabajo seminal, Ho (1992) utilizó los desplazamientos no paralelos de la curva de rendimientos como método para la inmunización de una cartera de renta fija. Asimismo, investigó el efecto de los cambios en las tasas seleccionadas a lo largo de la curva sobre el precio de los instrumentos de renta fija. Esta metodología se conoce como *duración de la tasa clave* (DTC) y comúnmente la utilizan los participantes del mercado financiero para crear estrategias de cobertura de sus tenencias de cartera.

En este estudio, el modelo de tasa clave se aplicó a la cartera de instrumentos soberanos locales del gobierno de Jamaica para evaluar la exposición al riesgo de tasas de interés. Dichas aplicaciones implicaron desplazar la curva de cupón cero mediante las tasas clave seleccionadas para la cartera de bonos locales del GJ en dólares jamaicanos. Estas tasas clave proporcionan la flexibilidad para realizar desplazamientos paralelos y no paralelos de la curva con miras a analizar detalladamente el movimiento de los precios de bonos.

6.1 Modelo de tasas clave

En esta sección se discute la DTC y las medidas de convexidad de tasas clave del riesgo de tasa de interés para aplicarlas como prueba de resistencia. La DTC como la define Ho (1992) es una medida de la sensibilidad del precio de un valor de renta fija a los cambios en las tasas al contado seleccionadas a lo largo de la curva de rendimientos. A estas tasas se les conoce como tasas clave. Ho (1992), un pionero en la aplicación de la DTC a la cartera de renta fija, recomendó 11 tasas clave: de 1, 2, 3, 4, 5, 7, 9, 10, 15, 20 y 30 años al vencimiento. Cabe señalar que la selección de tasas clave a lo largo de la curva de rendimientos es flexible en el sentido de que se puede elegir cualquier cantidad

de tasas. Los participantes del mercado utilizan la medida de la DTC para descomponer el rendimiento de su cartera, detectar la exposición al riesgo de tasas de interés, elaborar estrategias de negociación activa y aplicar las de negociación pasiva, así como para inmunizar su cartera y replicar índices (Nawalkha *et al.*, 2005).

El uso del modelo de tasas clave está condicionado al supuesto de que cualquier alisamiento en la estructura de plazos de rendimientos de cupón cero puede representarse como un vector de cambios en varias tasas clave elegidas adecuadamente. Es decir:

$$\Delta Y = (\Delta y(t_1), \Delta y(t_2), \dots, \Delta y(t_m)),$$

donde Y es la curva cupón cero y $\Delta y(t_i)$ para $i=1, 2, \dots, m$ son el conjunto de tasas clave m . Los cambios en todas las otras tasas de interés se aproximan mediante interpolación lineal de los cambios en las tasas clave adyacentes. Tal desplazamiento de una tasa clave a lo largo de la curva cupón cero sólo repercute en las tasas aledañas a la tasa clave seleccionada que limitan a la derecha y a la izquierda con las tasas clave más cercanas a la tasa clave que nos interesa (Nawalkha *et al.*, 2005). Las tasas fuera de estos límites no cambiarán. La tasa clave más corta y la más larga están limitadas sólo en un lado; el límite a la derecha de la tasa clave más corta es la segunda tasa clave, mientras que la tasa clave $m - 1$ limita por la izquierda a la tasa clave más larga. Por lo tanto, el desplazamiento de la tasa clave más corta por una cantidad x da por resultado una cantidad similar de desplazamiento a la izquierda de la tasa clave más corta y una interpolación lineal del desplazamiento en las tasas a la derecha de las tasas clave limitadas, mientras que las tasas por encima del límite no cambian. De igual modo, el desplazamiento de la tasa clave más larga da por resultado un desplazamiento igual de las tasas a la derecha de la tasa clave más larga y la interpolación lineal del desplazamiento en las tasas

a la izquierda de la tasa clave más larga que están limitadas, mientras que todas las tasas por debajo del límite no cambian. Una expresión genérica del cambio en la tasa de interés para cualquier plazo t dado se denota como:

$$22 \quad \Delta y(t) = \begin{cases} \Delta y(t_{\text{más corta}}) & t \leq t_{\text{más corta}} \\ \Delta y(t_{\text{más larga}}) & t \geq t_{\text{más larga}} \\ \alpha \times \Delta y(t_{\text{izq}}) + (1-\alpha) \times \Delta y(t_{\text{der}}) & \text{otro caso} \end{cases}$$

donde $y(t_{\text{más corta}})$ y $y(t_{\text{más larga}})$ son la tasa clave más corta y la más larga, $y(t_{\text{izq}})$ y $y(t_{\text{der}})$, mientras que $t_{\text{izq}} \leq t \leq t_{\text{der}}$, se refiere a la tasa clave adyacente (a la izquierda y a la derecha) al plazo t , y α y $(1-\alpha)$ son los coeficientes de la interpolación lineal que se definen como:

$$\alpha = \frac{t_{\text{der}} - t}{t_{\text{der}} - t_{\text{izq}}},$$

$$1 - \alpha = \frac{t - t_{\text{izq}}}{t_{\text{der}} - t_{\text{izq}}},$$

El conjunto de desplazamientos de tasas clave puede utilizarse para evaluar el cambio en el precio de los valores de renta fija. Un desplazamiento infinitesimal en una tasa clave dada, $\Delta y(t_i)$, ocasiona un cambio instantáneo en el precio dado que:

$$23 \quad \frac{\Delta P_i}{P} = -DTC_i \times \Delta y(t_i),$$

donde DTC_i es la i ésima DTC. Por lo tanto, la tasa clave se define como el cambio porcentual negativo en el precio de un valor de renta fija dado a raíz del cambio en la i ésima tasa clave:

24

$$DTC_i = -\frac{1}{P} \frac{\delta P}{\delta y(t_i)}.$$

Alternativamente, la duración de la *i*ésima tasa clave se define como el negativo de la elasticidad del precio de un valor de renta fija dado a la *i*ésima tasa clave en relación con la *i*ésima tasa clave:

25

$$DTC_i = -\frac{e_{p,i}}{y(t_i)},$$

donde $e_{p,i}$ es la elasticidad del precio de la *i*ésima tasa clave. La aplicación del modelo de tasa clave es bastante sencillo. Primero, calculamos la DTC para cada una de nuestras cinco tasas clave utilizando la fórmula:

26

$$\frac{\delta P}{\delta y(t_i)} = \frac{\delta P}{\delta y(t)} \frac{\delta y(t)}{\delta y(t_i)} = \frac{CF_i \times t}{e^{y(t) \times t}} \frac{\delta y(t)}{\delta y(t_i)}.$$

Al sustituir la ecuación 22 en 18, tenemos:

27

$$DTC_i = t \times \frac{\delta y(t)}{\delta y(t_i)},$$

donde t es el tiempo al vencimiento. Obsérvese que la DTC es una función creciente del tiempo. Por lo tanto, las tasas clave en el tramo largo de la curva tendrían una mayor reacción de cambios en el precio a los cambios en la tasa de interés.

El cambio total en el precio resultante de todos los cambios en las tasas clave está dado como:

28

$$\begin{aligned} \Delta P &= \Delta P_1 + \Delta P_2 + \dots + \Delta P_m \\ &= -\sum_{i=1}^m DTC_i \times \Delta y(t_i). \end{aligned}$$

La suma de medidas de la DTC por un desplazamiento simultáneo y de igual magnitud en todas las tasas clave da por resultado la duración tradicional de un valor de renta fija dado. Por lo tanto, la medida de la DTC sólo da cuenta del efecto lineal de los desplazamientos de tasas clave. Bajo un desplazamiento no infinitesimal en la estructura de plazos, el marco de la DTC se amplía para dar cuenta de los efectos no lineales de segundo orden causados por dicho desplazamiento. El efecto no lineal de los desplazamientos de la tasa clave se conoce como convexidad de la tasa clave (CTC) y se define como:

$$29 \quad CTC(i, j) = CTC(j, i) = \frac{1}{P} \frac{\delta^2 P}{\delta y(t_i) \delta y(t_j)}$$

para cada par (i, j) de tasas clave. De igual modo, la suma de medidas de la DTC por un desplazamiento simultáneo y de igual magnitud en todas las tasas clave da por resultado la convexidad tradicional de un valor de renta fija dado. Las DTC y CTC de una cartera pueden obtenerse como el promedio ponderado de las DTC y las CTC de los valores que componen la cartera.

En la siguiente sección se discute la selección de las tasas clave utilizadas en nuestro modelo de DTC para realizar desplazamientos paralelos y no paralelos de la curva de rendimientos. Dichos desplazamientos de la curva de cupón cero estarán regidos por los análisis de escenarios que son prácticas aceptables en el sector.

6.2 Aplicación del modelo de tasas clave

La selección de tasas clave, como señala Zeballos (2011), es arbitraria debido principalmente a la ausencia de fundamentos económicos únicos. Por esta laguna en el marco del modelo, Nawalkha *et al.* (2005) propusieron que la estructura de vencimientos de la cartera considerada fuera lo que determinara la selección de tasas clave. Así, la selección de tasas clave para

este análisis estará regido por la estructura de la cartera de valores gubernamentales de renta fija locales.

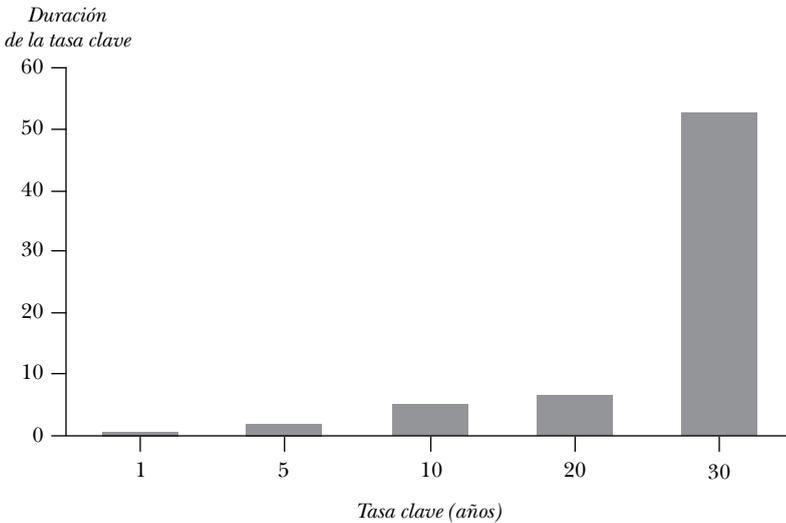
Al cierre de marzo de 2016, el total de títulos gubernamentales en circulación denominados en JMD tenía un valor nominal aproximado de 233,000 millones de dólares jamaicanos, en el caso de los bonos con cupón fijo, y de 508,000 millones de dólares jamaicanos en el de los bonos con cupón a tasa variable, distribuidos inequitativamente en 33 emisiones. Esta deuda en circulación está distribuida escasamente en el espectro de vencimientos de la curva de rendimientos. Aproximadamente el 50% de la deuda en circulación vence en los próximos tres años, mientras que el 21% cae dentro del rango de vencimiento de 20 a 35 años (ver gráfica A.2).

En este estudio se consideraron cinco tasas clave por distintas razones. Las tasas a un año y a cinco años fueron elegidas porque la mayor parte de la cartera de bonos gubernamentales locales se encuentra en el tramo corto; la tasa clave a 10 años se consideró razonablemente como el punto ideal para realizar varios desplazamientos en la forma de la curva. Por ejemplo, el desplazamiento en mariposa y la inclinación de la curva se facilitarían ajustando la tasa clave a 10 años. Las tasas clave a 20 y 30 años proporcionan un análisis útil del tramo largo de la curva y concuerdan con la proporción de vencimientos de largo plazo en la cartera de valores gubernamentales de renta fija.

El resultado de aplicar las tasas clave se presenta en la gráfica 3. Para calcular la DTC para la cartera de bonos, se aplicó un desplazamiento de 100 puntos básicos a cada una de las tasas clave. Luego, a cada tasa se le asignó una ponderación de cada vencimiento en correspondencia con el espectro de vencimientos de la cartera. Así que, por ejemplo, a las tasas con plazo de vencimiento de un año o menos se les asignó una ponderación que representa la proporción de emisiones nominales que vencen en el lapso de un año. De igual modo, a las tasas entre uno y dos años se les asignó una ponderación de las emisiones nominales que vencen en el lapso de uno a dos años.

Gráfica 3

DURACIÓN DE LA TASA CLAVE



Como es evidente en la gráfica 3, la cartera tiene una mayor exposición al mediano-largo plazo. Específicamente, la exposición a la tasa clave a 30 años domina la cartera de bonos, seguida por la tasa clave a 20 años.⁹ Esto significa que la cartera de bonos es más sensible a los cambios en el tramo largo de la curva de rendimientos. Zeballos (2011) señaló en un estudio reciente que la concentración en la DTC en el tramo largo de la estructura de plazos pudiera indicar la expectativa de un aplanamiento de la curva de rendimientos.¹⁰

⁹ Una DTC de 50 para la tasa clave a 30 años significa que un cambio de 100 puntos básicos en la tasa clave a 30 años ocasionaría una reducción del 50% en el valor agregado ponderado de los flujos de efectivo de los valores emitidos por el GJ en JMD con un periodo de vencimiento mayor a 20 años.

¹⁰ También se calculó la CTC para la cartera de bonos. El resultado fue en cierto sentido similar a la DTC de la cartera y no se incluye en el análisis para facilitar la explicación.

6.3 Aplicación de los desplazamientos de la curva de rendimientos como prueba de tensión

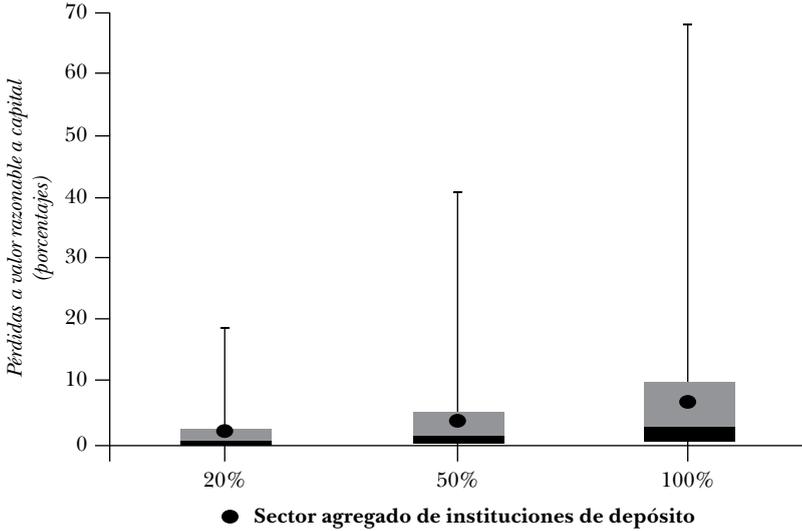
Como parte de la prueba de tensión con tasas de interés que aplica el Banco, se consideraron posibles desplazamientos en la curva de rendimientos. Este estudio utiliza las tasas clave para realizar desplazamientos paralelos y no paralelos en la curva de rendimientos. Para un desplazamiento paralelo, se consideraron desplazamientos equitativos en las tasas clave seleccionadas. Los desplazamientos no paralelos en la curva de rendimientos equivalen a desplazamientos inequitativos en las tasas clave. Específicamente, una elevación en la curva de rendimientos en la tasa clave a 10 años se logra desplazando al alza las tasas clave a la izquierda de la tasa clave a 10 años y, al mismo tiempo, desplazando a la baja las tasas clave a la derecha. En el caso de las emisiones de valores soberanos de renta fija locales, se consideraron cuatro casos a manera de ejemplo: 1) un desplazamiento paralelo al alza de la curva de rendimientos; 2) un aplanamiento de la curva en el tramo corto hasta 10 años; 3) un incremento en las primas de los plazos medios; y 4) un empinamiento de la curva en el tramo largo del espectro de vencimientos. Cada escenario se evaluará partiendo de los cambios en los niveles de tensión del 20%, 50% y 100% en los rendimientos, respectivamente.

6.3.1 Un desplazamiento paralelo al alza de la curva de rendimientos

Un desplazamiento paralelo de la curva se sustenta en la idea de que los inversionistas requieren primas iguales en toda la estructura de plazos debido a un riesgo percibido más elevado en la capacidad del gobierno para pagar su deuda. Dicho desplazamiento de la curva se logra incrementando en las tasas clave en la misma proporción. El estudio consideró incrementos simultáneos del 20%, 50% y 100% en las tasas clave a lo largo de la estructura de plazos estimada. La nueva curva de rendimientos entonces se utilizó para evaluar las pérdidas a valor

Gráfica 4

COEFICIENTE DE LAS PÉRDIDAS A VALOR RAZONABLE A CAPITAL PARA EL SECTOR DE INSTITUCIONES DE DEPÓSITOS PARA LOS DESPLAZAMIENTOS PARALELOS DE LA CURVA DE RENDIMIENTOS



razonable¹¹ de las tenencias en cartera de las instituciones de depósito (ID), los intermediarios de valores y las aseguradoras.¹² Los resultados del desplazamiento paralelo de la curva mostraron un deterioro del capital básico de las ID del 16.2% derivado de un choque del 100% a la curva de rendimientos (ver gráfica 4).¹³

¹¹ La pérdida a valor razonable se define como la diferencia en valor de la cartera de instrumentos del GJ denominados en JMD locales ocasionada por las variaciones en los rendimientos.

¹² Actualmente, el subsector de instituciones de depósito se compone de seis bancos comerciales, tres sociedades constructoras y dos bancos mercantiles. Estas instituciones representan aproximadamente el 50% de los activos totales del sistema financiero.

¹³ El deterioro del capital de cada subsector se define como la pérdida a valor razonable dividida entre el capital contable total.

Un incremento del 20% en la estructura de plazos repercutió marginalmente en las pérdidas a valor razonable de las ID (una pérdida de capital del 3.8%), mientras que con un choque del 50%, el menoscabo al capital fue del 9% (ver cuadro B.1 en el anexo). El efecto del umbral de choque del 100% sobre las instituciones individuales del sector de las ID no resultó en un deterioro significativo de su coeficiente de capitalización, lo que indica que el sector está adecuadamente capitalizado para resistir dichos choques en los rendimientos sobre las emisiones gubernamentales locales.

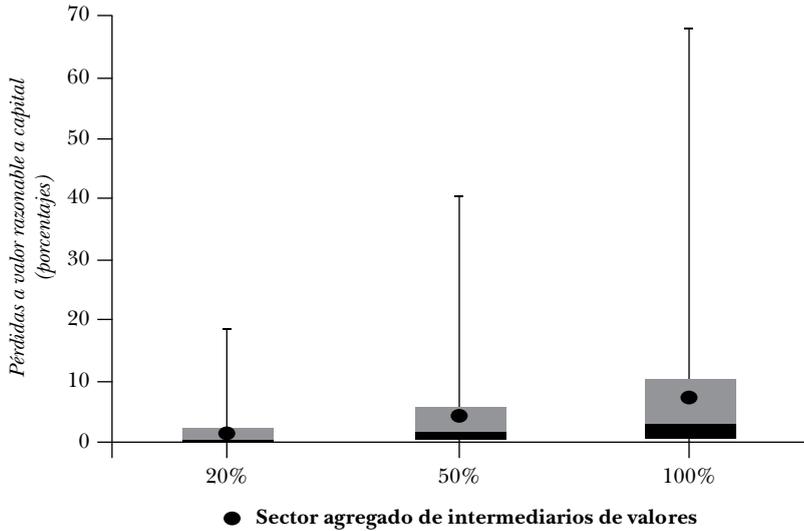
El resultado del análisis reveló que los intermediarios de valores eran menos susceptibles que las ID a los desplazamientos paralelos de la curva. La erosión del capital en el sector a raíz de un desplazamiento al alza del 100% de la estructura de plazos fue del 7.5% (ver cuadro B.1 del anexo). Un incremento del 20% en la estructura de plazos habría erosionado un 1.9% del capital de los intermediarios de valores (ver gráfica 5), mientras que un incremento del 50% lo habría erosionado un 4.3 por ciento.

Al nivel de choque del 50%, una institución quedó por debajo del nivel mínimo prudencial del 10% para el coeficiente de capitalización. El resultado se mantuvo sin cambios al nivel de choque del 100%, pues una institución quedó por debajo del nivel mínimo prudencial del coeficiente de capitalización.

Una evaluación de la industria de las aseguradoras reveló que las pérdidas a valor razonable por un incremento del 100% en las tasas en la estructura de plazos daban cuenta del 37.4% de la base de capital del subsector de seguros de vida. La exposición del subsector de empresas de seguros generales, por otro lado, fue inferior al 10% de su capital básico (ver cuadro B.1 en el anexo). En el nivel de choque del 100%, las pérdidas a valor razonable en los tres sectores del mercado fueron más elevadas para el sector de seguros (específicamente el subsector de seguros de vida, que dio cuenta del 41.6% de las pérdidas totales por 49,400 millones de dólares jamaíquinos).

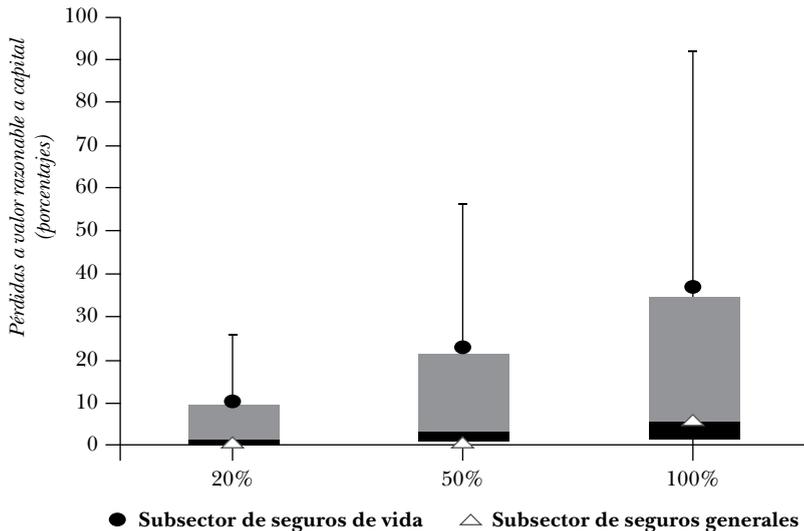
Gráfica 5

COEFICIENTE DE LAS PÉRDIDAS A VALOR RAZONABLE A CAPITAL PARA EL SECTOR DE INTERMEDIARIOS DE VALORES PARA DESPLAZAMIENTOS PARALELOS EN LA CURVA DE RENDIMIENTOS



Gráfica 6

COEFICIENTE DE LAS PÉRDIDAS A VALOR RAZONABLE A CAPITAL PARA EL SECTOR DE EMPRESAS DE SEGUROS PARA DESPLAZAMIENTOS PARALELOS EN LA CURVA DE RENDIMIENTOS



6.3.2 Aplanamiento de la curva de rendimientos en el tramo corto

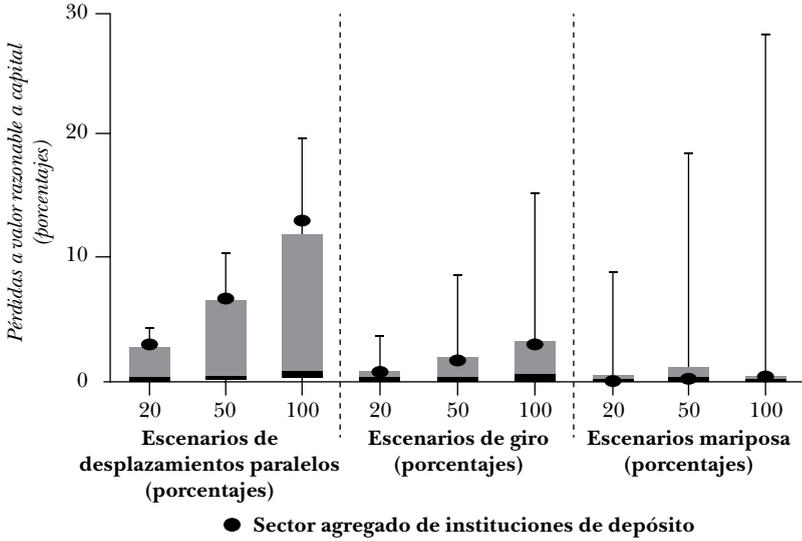
Se consideró un aplanamiento hipotético de la curva de rendimientos en el que la tasa clave a un año aumentaba un 20%, un 50% y un 100%, respectivamente. Dicho movimiento repercutiría más en las tenencias que tuvieran más vencimientos en los plazos hasta cinco años. El resultado de la evaluación mostró que las ID, en comparación con los intermediarios de valores, eran más susceptibles al aplanamiento de la curva en el tramo corto. Al nivel de choque del 100%, las pérdidas a valor razonable para las ID representaron el 12.7% de su capital básico, en comparación con un 2.6% en el caso de los intermediarios de valores (ver gráficas 7 y 8 y cuadro B.1). De igual modo, el subsector de empresas de seguros de vida estaba más expuesto al aplanamiento de la curva en el tramo corto, en comparación con el subsector de empresas de seguros generales (ver gráfica 9). Al nivel de choque del 100%, las pérdidas a valor razonable para ambos subsectores representaron, respectivamente, el 3.1% y 2.2% de su capital básico. Asimismo, a lo largo del mercado, el sector de las ID fue el de mayor exposición en la prueba de tensión del tramo corto de la curva, seguido por el subsector de empresas de seguros de vida. Evidentemente, el aplanamiento de la curva no tuvo tanto efecto como su desplazamiento paralelo.

6.3.3 Un incremento en las primas para los plazos medios a lo largo de la curva

Un incremento hipotético en los rendimientos de los plazos medios (por ejemplo, entre 5 y 10 años) de la curva se consideraron como un incremento de la demanda por primas en esos plazos por parte de los inversionistas. Para simular tales cambios en la curva de rendimientos, la tasa clave a 10 años se ajustó al alza en los niveles de choque respectivos. El ajuste en la tasa clave a cinco años tuvo efecto sobre los rendimientos mayores que la tasa clave a cinco años hasta la tasa clave a 10 años, y por encima de esta, pero menos que la tasa clave a 20 años.

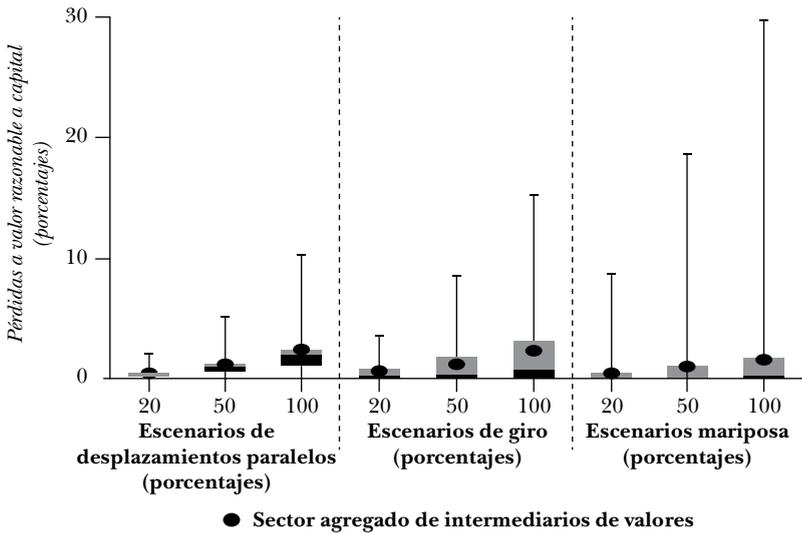
Gráfica 7

COEFICIENTE DE LAS PÉRDIDAS A VALOR RAZONABLE A CAPITAL PARA EL SECTOR DE LAS INSTITUCIONES DE DEPÓSITO PARA DESPLAZAMIENTOS NO PARALELOS DE LA CURVA DE RENDIMIENTOS



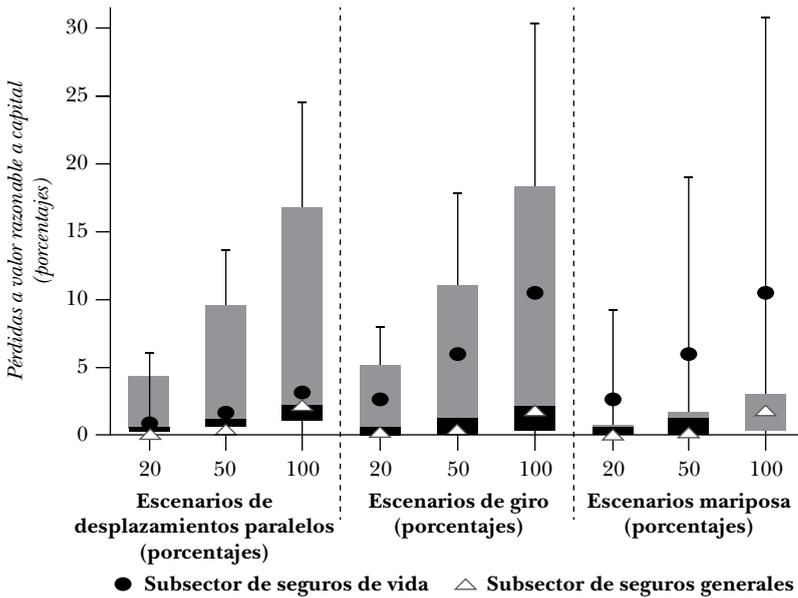
Gráfica 8

COEFICIENTE DE LAS PÉRDIDAS A VALOR RAZONABLE A CAPITAL PARA EL SECTOR DE INTERMEDIARIOS DE VALORES PARA DESPLAZAMIENTOS NO PARALELOS DE LA CURVA DE RENDIMIENTOS



Gráfica 9

COEFICIENTE DE LAS PÉRDIDAS A VALOR RAZONABLE A CAPITAL PARA EL SECTOR DE EMPRESAS DE SEGUROS PARA DESPLAZAMIENTOS NO PARALELOS DE LA CURVA DE RENDIMIENTOS



La exposición a valor razonable relativo al capital para dicho movimiento a lo largo de la curva fue mayor para el sector de aseguradoras que para el resto del mercado. Al nivel de choque del 100%, las pérdidas a valor razonable derivadas de dicho movimiento a lo largo de la curva fueron del 10.4% del capital para el subsector de empresas de seguros de vida y del 2% para el subsector de empresas de seguros generales (ver la gráfica 9 y la cuadro B.1).

En el caso de las instituciones de depósito y de los intermediarios de valores, tal movimiento a lo largo de la curva dio por resultado una exposición más baja en comparación con un aplanamiento de la curva en el tramo corto. Al nivel de choque del 100%, las pérdidas a valor razonable para las ID representaron el 2.8% de su capital básico, en comparación con un 2.4% en el caso de los intermediarios de valores (ver gráficas 7 y 8).

6.3.4 Un empinamiento de la curva en el tramo largo del espectro de vencimientos

Un incremento hipotético de los rendimientos en el tramo largo de la curva (es decir, más de 10 años) se consideró como un reflejo de una mayor incertidumbre de los inversionistas respecto a las condiciones macroeconómicas en el largo plazo. Para simular tales movimientos en la curva de rendimientos, las tasas clave a 20 y 30 años se tensaron en los respectivos niveles de choque. En comparación con los desplazamientos previamente segmentados en la curva, las exposiciones del subsector de empresas de seguros de vida fueron más elevadas cuando los desplazamientos ocurrieron en el tramo largo de la curva de rendimientos. Al nivel de choque del 100%, las pérdidas a valor de razonable que se derivaron de dicho movimiento a lo largo de la curva fueron un 10.4% del capital para el subsector de empresas de seguros de vida (ver gráficas 8 y 9 y cuadro B.1). Al contrario, en comparación con los desplazamientos segmentados anteriores en toda la curva de rendimientos, las exposiciones de las ID y los intermediarios de valores fueron más bajas en el caso del desplazamiento en el tramo largo del espectro de vencimientos. Al nivel de choque del 100%, las pérdidas a valor razonable en relación con el capital fueron del 0.3% para las ID, en comparación con un 1.7% en el caso de los intermediarios de valores (ver gráficas 7 y 9).

Con base en los respectivos desplazamientos de la curva de rendimientos, se observó que un desplazamiento paralelo de la curva habría tenido el máximo efecto sobre el valor razonable de los valores locales del GJ en todos los sectores que conformaron nuestro análisis. Con respecto a los desplazamientos no paralelos de la curva de rendimientos, los resultados del análisis fueron en cierta medida congruentes con las prácticas fundamentales del mercado que siguen los participantes en sus respectivos sectores. El subsector de empresas de seguros de vida fue más vulnerable en los tramos medios a largos del espectro de vencimientos, lo que reflejó el apetito de su horizonte de

inversiones. Las ID, los intermediarios de valores y el subsector de seguros generales, por otro lado, fueron más vulnerables al tramo de corto y mediano plazos de la curva de rendimientos.

7. CONCLUSIÓN

En este estudio se estimaron las curvas de rendimientos de los bonos locales del gobierno de Jamaica entre 2014 y 2016 a una frecuencia trimestral. La estimación de las curvas se basó en el modelo de Svensson. El modelo ajusta bien los datos del precio de los bonos del GJ sin que sean sobrep parametrizados y, por lo tanto, proporciona una imagen coherente de la evolución de su curva de rendimientos. Los resultados obtenidos de estimar la curva de rendimientos al contado de cupón cero del GJ muestra una curva de rendimientos con pendiente al alza. Salvo en el 2014t4, la preferencia de los inversionistas a lo largo de la curva varía inversamente entre 1 a 10 años y 10 a 30 años en el espectro de vencimientos de la cartera de deuda local en JMD del gobierno.

Asimismo, la curva de rendimientos estimada se utilizó en un análisis de riesgo de tasas de interés para una selección de sectores participantes en el mercado financiero jamaicano. A manera de ejercicio para evaluar el riesgo, se investigó el efecto de los desplazamientos paralelos y no paralelos de la curva de rendimientos sobre las tenencias de los sectores participantes seleccionados en el mercado financiero local. El método seguido se basa en el modelo de DTC para la gestión del riesgo de tasas de interés. La selección de dicho modelo se debió a los escenarios de desplazamientos no paralelos para la curva de rendimientos.

Los resultados de un desplazamiento paralelo de la curva de rendimientos estimada mostraron que el subsector de empresas de seguros de vida estaba mucho más expuesto a tales movimientos en las tasas de los bonos locales del GJ que los otros grupos de participantes del mercado. Las ID, los intermediarios de valores y el subsector de empresas de seguros generales, por

otro lado, fueron más vulnerables a los desplazamientos en la sección de corto-mediano plazo de la curva de rendimientos cuando el desplazamiento fue no paralelo. El subsector de empresas de seguros de vida mostró una mayor exposición en los tramos medio y largo de la curva de rendimientos. Los resultados de la evaluación proporcionan un entendimiento útil de la estructura del mercado financiero, que fue congruente con la expectativa de mercado respecto al horizonte de inversión de los participantes.

El modelo de tasas clave es una herramienta muy útil para cubrirse contra el riesgo de tasas de interés, y los participantes del mercado la utilizan junto con otras herramientas. La aplicación del modelo dejó ver las limitaciones de su uso. En primer lugar, la selección de tasas clave es algo subjetiva. Por lo tanto, el modelo no ofrece guía alguna respecto a la selección del factor de riesgo que va a utilizarse, a pesar de su importancia. Para sortear esta deficiencia del modelo, pueden seleccionarse distintas cantidades y opciones de tasas clave correspondientes con la estructura de vencimientos de la cartera considerada.

En segundo lugar, el desplazamiento en las tasas clave individuales proporciona una forma inverosímil de la curva de rendimientos. Además, el desplazamiento en las tasas clave supone una fuerte correlación de las tasas colindantes, lo que no siempre es el caso. Para subsanar esta limitación del modelo, Johnson y Meyer (1989) propusieron el método de derivadas parciales, que supone que la curva de tasas adelantadas se divide en muchos segmentos lineales y que todas las tasas adelantadas dentro de cada segmento cambian de manera paralela. Conforme a tal método, cada tasa adelantada afecta el valor presente de todos los flujos de efectivo que ocurren en el plazo o después del plazo de la tasa adelantada.

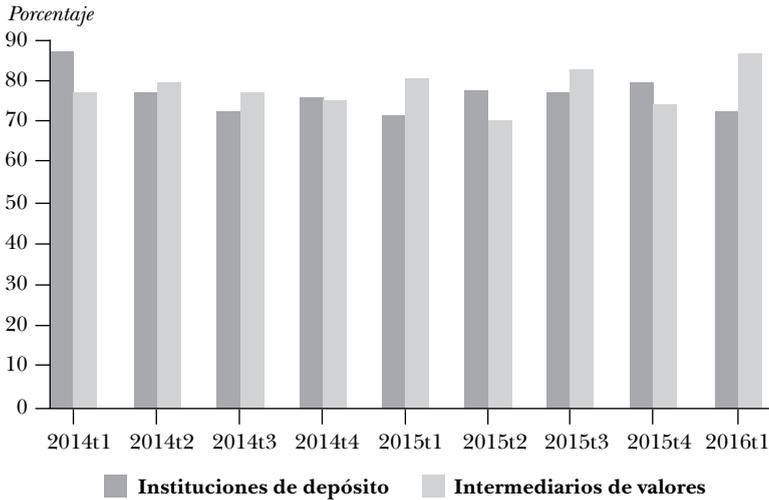
Por último, el modelo de tasas clave no toma en cuenta los movimientos pasados en las curvas de rendimientos anteriores, por lo que el modelo describe de manera ineficiente la dinámica de la estructura de plazos debido a que las volatilidades históricas de las tasas de interés proporcionan información útil.

ANEXO

Anexo A

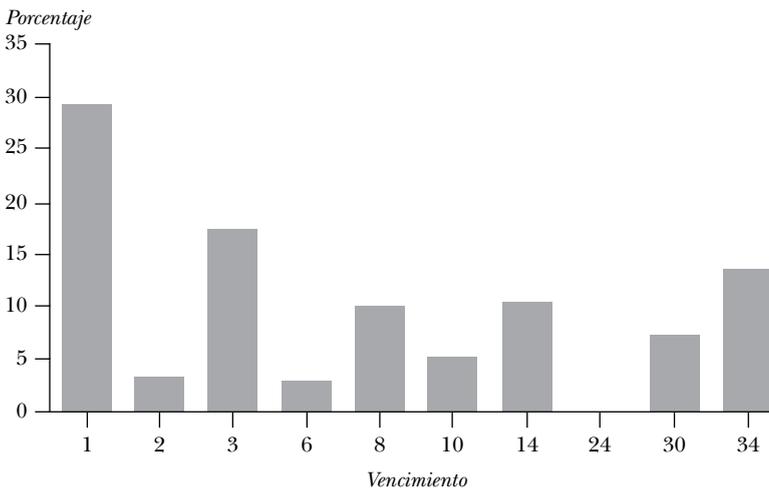
Gráfica A.1

TENENCIAS DE LA EMISIÓN INTERNA EN MONEDA NACIONAL DEL GJ POR PARTE DE LAS INSTITUCIONES DE DEPÓSITO Y LOS INTERMEDIARIOS DE VALORES, DE MARZO DE 2014 A MARZO DE 2016



Gráfica A.2

DESAGREGACIÓN DE LA PARTICIPACIÓN DE LA EMISIÓN INTERNA EN MONEDA NACIONAL DEL GJ POR VENCIMIENTO, A DICIEMBRE DE 2016



Cuadro A.1

RESULTADOS PARAMÉTRICOS						
Parámetros estimados para el periodo del 2014t1 al 2016t4						
Valores actuales						
<i>Fecha</i>	β_0	β_1	β_2	β_3	λ	γ
2014t1	0.17	-0.13	-0.15	0.16	0.41	3.81
2014t2	0.15	-0.11	-0.19	0.16	0.64	2.40
2014t3	0.08	-0.00	-18.86	18.96	0.18	0.18
2014t4	0.19	-0.13	28.22	-28.40	0.59	0.59
2015t1	0.20	-0.12	-0.12	-0.33	2.52	0.38
2015t2	0.17	-0.11	-22.06	21.93	0.74	0.74
2015t3	0.15	-0.08	-0.09	-0.19	3.71	0.60
2015t4	0.17	-0.12	-0.07	-0.05	0.23	2.63
2016t1	0.14	-0.10	-16.9	-16.81	0.94	0.95
2016t2	0.15	-0.10	-9.18	9.08	0.79	0.80
2016t3	0.17	-0.10	-0.09	-0.02	0.28	6.40
2016t4	0.27	-0.15	-0.36	-0.51	2.92	0.23

Anexo B

Cuadro B.1

		<i>Niveles de choque (%)</i>		
		<i>20</i>	<i>50</i>	<i>100</i>
Desplazamiento paralelo al alza de la curva	ID	3.8	9.0	16.2
	IV	1.9	4.3	7.5
	SSV	11.1	23.4	37.4
	SSG	0.5	1.2	6.2
Aplanamiento de la curva en el tramo corto	ID	2.9	6.9	12.7
	IV	0.5	1.2	2.6
	SSV	0.7	1.6	3.1
	SSG	0.2	0.4	2.2
Incremento en los plazos medios a lo largo de la curva	ID	0.7	1.6	2.8
	IV	0.6	1.3	2.4
	SSV	2.6	5.9	10.4
	SSG	0.2	0.4	2.0
Empinamiento de la curva en el tramo largo	ID	0.1	0.2	0.3
	IV	0.5	1.1	1.7
	SSV	2.6	5.9	10.4
	SSG	0.2	0.4	2.0

Nota: ID identifica al sector de instituciones de depósito; IV, al sector de intermediarios de valores; SSV, al subsector de empresas de seguros de vida; y SSG, al subsector de empresas de seguros generales.

Bibliografía

- Bomfim, Antulio N. (2003), *Monetary Policy and the Yield Curve*, FEDS Working Paper, núm. 2003-15, mayo, Federal Reserve Board, Washington, D. C.
- Banco de Pagos Internacionales (2005), *Zero-coupon Yield Curves: Technical Documentation*, BIS Papers, núm. 25, octubre.
- Campbell, John Y., y Robert J. Shiller (1991), "Yield Spreads and Interest Rate Movements: A Bird's Eye View", *Review of Economic Studies*, vol. 58, núm. 3, febrero, pp 495-514, <DOI: 10.2307/2298008>.
- Coleman, Thomas F., y Yuying Li (1996), "An Interior Trust Region Approach for Nonlinear Minimization Subject to Bounds", *SIAM Journal on Optimization*, vol. 6, núm. 2, pp. 418-445, <<https://doi.org/10.1137/0806023>>.
- Cairns, A. J. G., y D. J. Pritchard (2001), "Stability of Models for the Term Structure of Interest Rates with Application to German Market Data", *British Actuarial Journal*, vol. 7, núm. 3, agosto, pp. 467-507, <<http://www.jstor.org/stable/41141518>>.
- Cox, John C., Jonathan E. Ingersoll, y Stephen Ross (1985), "A Theory of the Term Structure of Interest Rates", *Econometrica*, vol. 53, núm. 2, pp. 385-407, <DOI: 0012-9682(198503)53:2>.
- Estrella, Arturo, y Mary R. Trubin (2006), "The Yield Curve as a Leading Indicator: Some Practical Issues", *Current Issues in Economics and Finance*, vol. 12, núm. 5, julio/agosto, Banco de la Reserva Federal de Nueva York, pp. 1-7.
- Fisher, Mark (1996), *Fitting and Interpreting the US Yield Curve at the Federal Reserve Board*, BIS Papers, núm. 25, pp. 34-37.
- Gimeno, Ricardo, y Juan M. Nave (2009), "A Genetic Algorithm Estimation of The Term Structure of Interest Rates", *Computational Statistics and Data Analysis*, vol. 53, núm. 16, abril, pp. 2236-2250, <<https://doi.org/10.1016/j.csda.2008.10.030>>.
- Gürkaynak, Refet S., Brian Sack, y Jonathan H. Wright (2006), *The U.S. Treasury Yield Curve: 1961 to the Present*, FEDS Working Paper, núm. 2006-28, junio, Junta de la Reserva Federal, Washington, D. C.
- Ho, Thomas S. Y. (1992), "Key Rate Durations: Measures of Interest Rate Risks", *Journal of Fixed Income*, septiembre, pp. 29-44, <<http://dx.doi.org/10.3905/jfi.1992.408049>>.
- Kladivko, Kamil (2010), "The Czech Treasury Yield Curve from 1999 to the Present", *Czech Journal of Economics and Finance*, vol. 60, núm. 4, enero, pp. 307-335.

- Langrin, R. Brian (2007), *State-space Estimation of Multi-factor Models of the Term Structure: An Application to Government of Jamaica Bonds*, Bank of Jamaica.
- Macaulay, Frederic R. (1938), *The Movements of Interest Rates. Bond Yields and Stock Prices in the United States since 1856*, National Bureau of Economic Research.
- Nawalkha, Sanjay K., Gloria M. Soto, y Natalia A. Beliaeva (2005), *Interest Rate Risk Modeling: The Fixed Income Valuation Course*, Wiley & Sons, Inc., Hoboken, Nueva Jersey, 432 páginas.
- Nelson, Charles R., y Andrew F. Siegel (1987), “Parsimonious Modeling of Yield Curves”, *The Journal of Business*, vol. 60, núm. 4, octubre, University of Chicago Press, pp. 473-489.
- Svensson, Lars E. O. (1994), *Estimating and Interpreting Forward Interest Rates: Sweden 1992-1994*, Centre for Economic Policy Research, Discussion Paper, núm. 1051, octubre.
- Tracey, Mark (2009), *Principal Component Value at Risk: An Application to the Measurement of the Interest Rate Risk Exposure of Jamaican Banks to Government of Jamaica (GOJ) Bonds*, Working Paper, Bank of Jamaica.
- Vašíček, Oldrich A. (1977), “An Equilibrium Characterization of the Term Structure”, *Journal of Financial Economics*, vol. 5, núm. 2, 177-188, <[https://doi.org/10.1016/0304-405X\(77\)90016-2](https://doi.org/10.1016/0304-405X(77)90016-2)>.
- Waggoner, D. (1994), *Spline Methods for Extracting Interest Rate Curves from Coupon Bond Prices*, Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper, núm. 97-10.
- Zeballos, David (2011), *Market Risk Measurement: Key Rate Duration as an Asset Allocation Instrument*, Banco Central de Bolivia.

Inflación y deuda pública

*José Pablo Barquero Romero
Kerry Loaiza Marín*

Resumen

Esta investigación busca determinar si un deterioro de las finanzas públicas, en la forma de un mayor crecimiento de la deuda pública, tiende a incrementar la inflación. Se estudian los efectos de cambios e interrelaciones entre la deuda pública, el crecimiento del dinero, el crecimiento económico y la inflación, siguiendo la metodología utilizada por Kwon et al. (2009), mediante un conjunto de datos de panel para una muestra de países considerados deudores netos. Se encuentra que para países que poseen una deuda pública alta, sus incrementos son inflacionarios.

Palabras clave: política fiscal, política monetaria

Clasificación JEL: E60, E63.

Abstract

This paper aims to determine if a deterioration in public finances, understood as an increase in public debt, tends to increase inflation. We study the relation between public debt, economic growth, money supply growth and inflation. To do this we follow the methodology proposed by Kwon *et al.* (2009), who perform a panel data estimation using a sample

J. P. Barquero Romero <barqueroj@bccr.fi.cr> y K. Loaiza Marín <loaizamk@bccr.fi.cr>, investigadores, Departamento de Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica. Las ideas expresadas en este artículo son de los autores y no necesariamente representan las del Banco Central de Costa Rica.

of net debtor's countries. We find that for countries whose public debt is already high, further increases in public debt are inflationary.

Keywords: fiscal policy, monetary policy.

JEL classification: E60, E63.

1. INTRODUCCIÓN

La inflación es considerada un fenómeno monetario, por lo cual su control se supedita a la política monetaria. La teoría cuantitativa del dinero argumenta que la inflación está determinada únicamente por el cambio en la oferta relativa de dinero y bienes, por ello políticas encaminadas a la reducción de la inflación se han centrado en restringir el crecimiento del dinero para mantenerlo en línea con la expansión del ingreso nominal. Sin embargo, también se ha propuesto que la demanda de dinero depende adicionalmente de las expectativas de inflación, sugiriendo que un mero esfuerzo monetario para reducir la inflación puede no ser el único factor por considerar. Debido a esto, se ha brindado una creciente atención a la función de la política fiscal como factor determinante de la inflación.

El trabajo seminal de Sargent y Wallace (1981) señala que la efectividad de la política monetaria para controlar la inflación depende críticamente de su coordinación con la política fiscal. Estos autores argumentan que, aún en presencia de la relación entre dinero y el nivel de precios tradicional, una política monetaria restrictiva puede llevar a aumentos en la inflación, ya que ante una demanda de bonos del gobierno dada y en ausencia de cambios en la política fiscal futura para cubrir las mayores tasas de interés, una parte de las obligaciones del gobierno tendrá que ser cubierta por señoreaje en el futuro.

Otra línea de pensamiento similar se denomina la teoría fiscal del nivel de precios (TFNP). Esta no solo se enfoca en el financiamiento mediante señoreaje, sino también en el análisis tradicional del efecto fiscal, particularmente en

consideraciones de demanda agregada del tipo keynesiano, donde existe un efecto derrame de salarios del sector público a salarios del sector privado, e impuestos que afectan los costos marginales y el consumo privado (Elmendorf y Mankiw, 1999).

La TFNP identifica también el efecto riqueza de la deuda del gobierno como un canal adicional de la influencia fiscal sobre la inflación. Esta teoría argumenta que la deuda creciente del gobierno se añade a la riqueza de los hogares y, por ende, a la demanda de bienes y servicios llevando a presiones sobre los precios (Buiter, 1999; Niepelt, 2004; Sims, 1994; Woodford, 1994 y 2001; Loyo, 1999; Christiano y Fitzgerald, 2000; Canzoneri *et al.*, 2001; Cochrane, 2001 y 2005; Gordon y Leeper, 2002). Además, el monto más alto de la deuda genera el cobro de mayores primas por riesgo soberano de parte de los acreedores del gobierno, lo cual puede incrementar las tasas de interés de toda la economía y desencadenar el conocido efecto de desplazamiento del gobierno con sus respectivos efectos sobre la estabilidad macroeconómica.

La deuda pública alta y el déficit fiscal recurrente en Costa Rica podrían generar presiones inflacionarias, considerando el razonamiento anterior. Esto hace que para fomentar la estabilidad interna se requiere conocer la relación entre las finanzas públicas y la inflación. Además, la posibilidad de que se lleve a cabo una reforma fiscal que subsane las finanzas públicas costarricenses podría afectar la relación anteriormente mencionada, tanto por su efecto sobre el crecimiento como sobre el déficit fiscal y el monto de la deuda. La escasa información respecto a reformas fiscales en Costa Rica limita el análisis, por lo que es necesario usar enfoques basados en otras variables fiscales como la deuda pública.

Esta investigación busca determinar si un deterioro de las finanzas públicas, que implique crecimiento de la deuda pública, tiende a incrementar la inflación. Se estudian los efectos e interrelaciones entre la deuda pública, el crecimiento del dinero, el crecimiento económico y la inflación, siguiendo la metodología utilizada por Kwon *et al.* (2009), mediante una

muestra de datos de panel separada por países según si estos son deudores netos.

En la sección 2 se describe la bibliografía que trata la relación entre finanzas públicas e inflación. Posteriormente, en la sección 3 se detalla la metodología empleada, la aproximación teórica y econométrica, los datos utilizados y el proceso de estimación empleado. Los resultados se presentan en la sección 4. Por último, la sección 5 contiene las principales conclusiones.

2. ANTECEDENTES

La magnitud y persistencia de los déficits fiscales junto con sus variaciones en el tiempo y entre países es un tema que ha llamado la atención en el ámbito teórico y empírico, sobre todo, en lo que respecta a las causas de estos déficits persistentes y su correspondiente efecto sobre la deuda pública. Estos déficits son considerados una causa de la expansión monetaria, la persistente inflación y la inestabilidad macroeconómica (Saleh y Harvie, 2005; Catão y Terrones, 2005; Tekin-Koru y Özemen, 2003; Hossain y Chowdhury, 1998). Incluso Tanzi (1993) argumentó que, especialmente en países en desarrollo, el sector público lejos de ser un factor de balance ha contribuido a generar desequilibrios macroeconómicos mayores. De la misma manera, Fisher y Easterly (1990) apuntan que la rápida inflación es casi siempre un fenómeno fiscal y que el control de la inflación requiere de coordinación entre la política monetaria y la fiscal.

Ghura y Hadjimichael (1996) demostraron que existe una relación inversa entre el crecimiento económico y la estabilidad macroeconómica medida por la tasa de inflación y la proporción del déficit fiscal al producto interno bruto (PIB). La evidencia empírica sugiere que los déficits persistentes son perjudiciales para el crecimiento sin ambigüedad alguna (Easterly *et al.*, 1994). Sin embargo, otros estudios encuentran que solo las inflaciones por encima de rango del 10% al 20% por año poseen efectos negativos sobre el crecimiento económico

(Gylfason y Herbertsson, 2001; Loungani y Swagel, 2003). Aun así, no hay duda de que la estabilidad de precios, es decir una inflación baja y estable, es un requerimiento básico para un crecimiento económico sostenido. Asimismo, los déficits fiscales y la deuda pública deben mantenerse en valores coherentes con los otros objetivos macroeconómicos, entre ellos, el control de la inflación (Easterly *et al.*, 1994).

A pesar de la gran cantidad de investigación sobre la relación entre déficit, dinero e inflación, no existe un consenso teórico o empírico sobre las consecuencias económicas precisas de los altos déficits presupuestarios sobre la inflación (Darrat, 2000; Narayan *et al.*, 2006). De acuerdo con Sargent y Wallace (1981) la inflación se asocia con la forma en que se financian los déficits presupuestarios, es decir, la extensión en que los déficits se atienden con monetización. La medida en que la política monetaria es independiente y la presupuestaria es dependiente o viceversa es la clave para saber si déficits fiscales conllevarían a mayores inflaciones (Sargent y Wallace, 1981).

Elaborando en este tema Vamvoukas (1998) y Saleh y Harvie (2005) mencionan que existen dos canales de transmisión del déficit hacia la inflación. Primero cuando un banco central compra bonos del gobierno, lo que incrementa el dinero de alto poder, la oferta de dinero y con ello el nivel de precios. El segundo, cuando los déficits crean presiones al alza sobre las tasas de interés, las cuales para mantenerse estables requieren de un incremento en la oferta monetaria, en cuyo caso los déficits causan inflación mediante la promoción de una tasa de crecimiento del dinero más alta. Como señala Vamvoukas (1998), en un mundo sin régimen ricardiano,¹ el incremento en

¹ En un régimen no ricardiano los agentes no consideran que cambios en la forma o magnitud de financiamiento del gobierno conlleva correcciones correspondientes en el futuro, por lo cual los agentes no internalizan la restricción presupuestaria del gobierno en su toma de decisiones. Esto permite que el método de financiamiento del gasto del gobierno afecte las decisiones intertemporales de consumo y, por ende, la demanda agregada.

el valor real del acervo de bonos incrementa la riqueza privada percibida que, sumado al ingreso obtenido por los intereses, hace que los tenedores de bonos se sientan más ricos, lo que los induce a incrementar su gasto en consumo. Esto lleva a un mayor ingreso nacional, pero, con el incremento en el ingreso nacional, la demanda por dinero para transacciones aumenta y con ella la inflación (perspectiva keynesiana).

En contraste, Barro (1996) y otros proponentes de la equivalencia ricardiana mantienen que los déficits del gobierno no importan, ya que recortes actuales en impuestos serán acompañados en el futuro por incrementos equivalentes de ellos, asegurando que el déficit gubernamental no afecte la economía. Al contrario del punto de vista keynesiano, las actuales rebajas de impuestos y las futuras subidas se anularán mutuamente, por lo que reducciones de impuestos no harán más ricos a los agentes económicos y no los induce a incrementar su consumo de bienes y servicios. Consecuentemente, los déficits fiscales no importan al no tener efecto sobre la demanda agregada, las tasas de interés y el nivel de precios. Para Barro (1996) el valor neto de la riqueza del sector privado se mantiene invariante con respecto a los impuestos o el financiamiento de la deuda, razón por la cual los déficits no causan la inflación. Por el contrario, los déficits serían el resultado de la inflación.

También es posible pensar que existe un canal directo adicional por el cual un déficit del gobierno puede afectar a la inflación, por medio de la brecha del producto. Esto ya que el sector público también demanda bienes y servicios que produce el sector privado. Sin embargo, dependiendo del tipo de gasto público realizado, este efecto puede ser positivo o negativo. Por ejemplo, si el déficit público es el resultado de un mayor gasto en bienes y servicios corrientes, es de esperar que el efecto sea positivo. Sin embargo, si ese gasto se dedica a construir infraestructuras, puede que el efecto sea negativo (al menos en el largo plazo), dado que tendería a mejorar la productividad y abaratar los costos de producción del sector privado.

De manera similar a la teoría, la evidencia empírica no muestra un consenso respecto a la dirección de la causalidad entre inflación, déficit fiscal y dinero. Choudhary y Parai (1991) encuentran que los déficits fiscales, así como la tasa de crecimiento de la oferta de dinero tienen un efecto significativo sobre la inflación en Perú. Hondroyiannis y Papapetrou (1997) también encuentran una causalidad bidireccional para Grecia entre la inflación y los déficits presupuestarios. En el caso de Turquía, Metin (2012) halla que la expansión fiscal es un factor determinante para la inflación y que los déficits fiscales (así como el crecimiento del ingreso real y la monetización de la deuda) afectan significativamente la inflación. De manera similar, para el caso de Sudáfrica, Anoruo (2003) reporta evidencia de que los déficits tienen un efecto positivo sobre el crecimiento del dinero y la inflación.

Catão y Terrones (2005) encuentran una fuerte asociación positiva entre los déficits y la inflación para el grupo de países en desarrollo con alta inflación. Para las economías avanzadas con baja inflación, los autores no hallan una relación entre déficits fiscales e inflación. Wolde-Rufael (2008) obtiene evidencia empírica de una relación de cointegración de largo plazo entre la inflación, el dinero y los déficits presupuestarios en Etiopía, con una causalidad de Granger unidireccional de la oferta monetaria a la inflación y de los déficits fiscales a la inflación, mientras la política fiscal no parece tener impacto alguno sobre el crecimiento de la oferta monetaria. Por otro lado, Barro (1989), Abizadeh *et al.* (1996), Vieira (2000) y Wray (2015) argumentan que la relación inflación-déficit no existe, ya que déficits más altos no causan inflación.

Alejándose del enfoque centrado en el déficit presupuestario, Castro *et al.* (2003) estiman el grado de interdependencia entre la política monetaria y fiscal para países desarrollados, al utilizar la deuda como tal en lugar del déficit fiscal. Estos autores encuentran que la deuda tiene una función menor en determinar el nivel de precios en los países desarrollados. En la misma línea, Kwon *et al.* (2009) utilizan un conjunto de

datos de panel y separan países desarrollados y en desarrollo, al igual que países deudores netos o acreedores netos según sus datos de balanza de pagos y la clasificación de las *World Economic Outlook* de 2005 (Perspectivas de la economía mundial; FMI, 2005). Encuentran que la relación entre deuda e inflación es estadísticamente significativa y fuerte en países en desarrollo endeudados, débil en otros países en desarrollo y generalmente no es válida para países desarrollados (Kwon *et al.*, 2009). Tanto los resultados de Castro *et al.* (2003) como los de Kwon *et al.* (2009) están acordes con la teoría fiscal del nivel de precios (TFNP) expuesta anteriormente.

3. METODOLOGÍA DE LA INVESTIGACIÓN

Esta investigación sigue la metodología de Kwon *et al.* (2009) y utiliza un conjunto de datos de panel para 52 países desde el año 1965 hasta el 2014 con periodicidad anual. Se utiliza un modelo de inflación prospectivo (*forward-looking*), el cual se basa en expectativas racionales, una demanda por dinero tipo Cagan² y un régimen no ricardiano³ que toma los bonos del gobierno como riqueza neta.

² Una demanda por dinero tipo Cagan tiene la siguiente forma: $m_t^d - p_t = -\alpha E_t(p_{t+1} - p_t)$. Donde m_t^d es el logaritmo del dinero nominal mantenido al final del periodo t , p es el logaritmo del nivel de precios y α es la semielasticidad de la demanda de dinero en términos reales con respecto a la inflación esperada. Se justifica la exclusión de variables reales como el producto y la tasa de interés bajo el argumento de que, durante hiperinflaciones, la inflación esperada anula todas las otras influencias sobre la demanda de dinero (Cagan, 1956).

³ Como se mencionó con anterioridad, en el régimen no ricardiano los agentes no internalizan la restricción presupuestaria del gobierno, debido a que aumentos o disminuciones en los impuestos actuales no necesariamente serán compensados por impuestos equivalentes en algún momento futuro de parte del gobierno, según la perspectiva de los agentes. Por ello, el método de financiamiento del gasto del gobierno afecta la riqueza y por

Se puede derivar una relación funcional para el nivel de precios, con respecto a la deuda, el dinero y el producto real, la cual posee la siguiente forma (ver el anexo 4 para su derivación):

$$1 \quad P_t = \left(\frac{M_t + \delta B_t}{\gamma(i)w} \right).$$

Donde,

$$1a \quad \gamma(i) = \beta \left(\frac{1+i_t}{i_t} \right) + \alpha \delta.$$

Además, P es el precio; M , el dinero; B , la deuda del gobierno; w , el ingreso real o riqueza; α y β son funciones de los parámetros estructurales del problema de optimización de los hogares; i , rendimiento sobre la deuda; y δ es una porción de la deuda del gobierno que no está garantizada por los superávits primarios actuales ni futuros del gobierno.

La ecuación 1 engloba la teoría cuantitativa del dinero y la aritmética monetaria no placentera (*unpleasant monetary arithmetic*⁴) de Sargent y Wallace (1981). El nivel de precios es proporcional al agregado monetario definido ampliamente como $M_t + \delta B_t$, el cual es la suma del dinero de alto poder demandado por los agentes para transacciones y por el gobierno para monetizar la deuda, con δ reflejando la extensión de acomodo monetario al déficit presupuestario, es decir, la coordinación entre la política monetaria y fiscal.

Para clarificar la ecuación 1, suponga que el gobierno persigue una política de no monetización de su deuda y mantiene un

ende las decisiones intertemporales de consumo de los agentes y la demanda agregada.

⁴ El propósito de ese documento era argumentar que aun y cuando los supuestos de la teoría monetarista se cumplieran, la lista de cosas que la política monetaria no puede controlar debe ser expandida para incluir la inflación.

balance presupuestario sobre el largo plazo, entonces δ , que es el factor de monetización, se reduce a cero y la ecuación se simplifica a la tradicional teoría cuantitativa del dinero. En la misma línea, si la política fiscal es llevada a cabo flexiblemente, en formas que mantengan la razón deuda a PIB (deuda/PIB) fija todo el tiempo, entonces el factor de monetización se mantendrá en cero y no habrá efecto de la deuda pública sobre los precios. Alternativamente, si el arreglo de política es la completa monetización de la deuda pública, entonces δ se convierte en uno, lo que implicaría que el aumento de esta afecta la inflación con la misma fortaleza que la expansión monetaria. En la realidad, este parámetro debería estar entre cero y uno, con el valor exacto dependiendo de la capacidad y voluntad del gobierno de servir su deuda, lo cual, a su vez, depende del tamaño de la deuda, la credibilidad de la política y las restricciones institucionales y políticas.

A pesar de que, al igual que en Kwon *et al.* (2009), no se admite explícitamente un efecto riqueza de la deuda del gobierno, como sí lo establece la TFNP (Leeper y Yun, 2006), la ecuación 1 es coherente con las predicciones de la TFNP. Sin embargo, el establecimiento de una relación positiva entre la deuda pública y el nivel de precios no necesariamente indica si es por monetización de la deuda como sugieren Sargent y Wallace (1981) o por un efecto riqueza argumentado por la TFNP.

Para la ecuación 1 se puede tomar la siguiente función de precio generalizada:

$$2 \quad P_t = f(X_t) = f(M_t, B_t, w_t), \text{ donde } f_1 > 0, f_2 > 0, f_3 < 0.$$

La ecuación 2 puede ser transformada a su forma logarítmica lineal alrededor de los valores de equilibrio X^* para obtener una especificación como la siguiente:

$$\log P_t = f(X_t^*) + X_t^* f'(X_t^*) \hat{x}_t, \text{ donde } \hat{x}_t = \log X_t - \log X_t^*.$$

Entonces,

$$3 \quad \hat{p}_t = f(X_t^*) - \log P_t^* + X_t^* f'(X_t^*) \hat{x}_t, \text{ donde } \hat{p}_t = \log P_t - \log P_t^*.$$

3.1 Aproximación empírica

La transformación anterior establece una relación lineal entre la inflación y los incrementos en la oferta monetaria, deuda pública, y producto. La ecuación 3 puede ser convertida a una forma dinámica, que incluye un proceso de ajuste hacia el equilibrio (Hendry *et al.*, 1984):

$$4 \quad \hat{p}_t = \alpha \hat{p}_{t-1} + \beta_1 \hat{m}_t + \beta_2 \hat{b}_t - \beta_3 \hat{w}_t.$$

Donde \hat{p} , \hat{m} , \hat{b} y \hat{w} denotan desviaciones del valor de equilibrio en logaritmos del precio, dinero, deuda e ingreso real respectivamente.

Para la modelación de la ecuación 4 se utiliza un conjunto de datos de panel, que permite la variabilidad individual de los países mientras preserva la dinámica de ajuste entre países. Se considera el siguiente modelo dinámico, cuya formulación proviene de la ecuación 4:

$$5 \quad d \log ipc_{it} = \alpha d \log ipc_{it-1} + \beta_1 d \log dinero_{it} + \beta_2 d \log deuda_{it} - \beta_3 d \log PIBreal_{it} + n_i + t_t + v_{it}.$$

Para $i = 1, \dots, N$, y $t = 2, \dots, T$, donde n_i y v_{it} tienen la presente estructura del componente de error estándar

$$6 \quad E[n_i] = E[v_{it}] = E[n_i v_{it}] = 0,$$

Y donde los errores no están serialmente correlacionados:

$$7 \quad E[v_{it} v_{is}] = 0, \text{ para } s \neq t, \text{ para } i = 1, \dots, N, \text{ y } t = 2, \dots, T.$$

Donde $d \log ipc$ se refiere a la inflación, y $d \log dinero$, $d \log deuda$ y $d \log PIBreal$ se refieren a cambios en el dinero, deuda pública

y PIB real, respectivamente, todos en primeras diferencias logarítmicas; t_i es un conjunto de variables dicotómicas temporales para controlar por posibles cambios estructurales en el proceso inflacionario en los países analizados, lo cual no se presentó en esta investigación y n_i representa efectos específicos por país, que son no observables y que buscan capturar la heterogeneidad en la interrelación deuda e inflación entre los distintos países.

3.2 Datos

Los datos fueron obtenidos de la base de datos del Banco Mundial⁵ y de la base *International Financial Statistics* (Estadísticas Financieras Internacionales) del Fondo Monetario Internacional.⁶ Estos corresponden a un total de 52 países (20 países de América Latina deudores netos, incluida Costa Rica), para el periodo 1965 a 2014. La clasificación en países desarrollados y en desarrollo, así como en acreedores o deudores netos se obtuvo de las *Perspectivas de la economía mundial 2014* (FMI, 2014).

Las variables que se utilizaron en las estimaciones se describen a continuación:

- Producto interno bruto a precios constantes en dólares estadounidenses del 2005, equivalente al PIB real comparable entre países.
- Serie histórica de la deuda pública como porcentaje del PIB, se transforma en su monto en términos reales al multiplicarse por el respectivo PIB real.
- Dinero y cuasidinero (M2) como porcentaje del PIB, al igual que con la deuda su monto se obtiene al multiplicarse por el PIB correspondiente.
- Inflación obtenida por el deflactor del PIB, dato obtenido directamente para cada país del Banco Mundial.
- Inflación obtenida mediante la diferencia logarítmica del índice de precios al consumidor (IPC). Este IPC se obtiene de

⁵ <http://databank.worldbank.org/data/reports.aspx?source=2&Topic=3>

⁶ <http://data.imf.org/?sk=5804C5E1-0502-4672-BDCD-671BCD-C565A9>

la base de datos del FMI para cada país y tiene al 2010 como año base (2010=100).

- Clasificación de países: 1, economías desarrolladas; 2, economías en desarrollo acreedoras netas; y 3, economías en desarrollo deudoras netas.

3.3 Proceso de estimación

El marco conceptual reflejado en las ecuaciones 1 y 4 sugiere que los coeficientes para la deuda y el dinero deberían ser positivos, y negativo para el producto. En las especificaciones se supone que los coeficientes β son constantes para cada grupo de países.

Además, se supone que todas las variables explicativas de periodos anteriores denotadas por X_{it-s} (es decir, $d \log ipc_{it-s-1} + d \log dinero_{it-s} + d \log deuda_{it-s} - d \log PIBreal_{it-s}$) son predeterminadas de forma que:

$$8 \quad E[X_{it-s}v_{it}] = 0, \text{ para } s \geq 0,$$

$$9 \quad E[X_{it-s}\Delta v_{it}] = 0, \text{ para } s \geq 1.$$

Estas dos condiciones de momentos permiten el uso de rezagos de los niveles de las variables como instrumentos, después que la ecuación ha sido diferenciada una vez para eliminar los efectos específicos por país (Arellano y Bond, 1991). Dado que las variables utilizadas en las regresiones no presentan persistencia como lo muestra la prueba de raíz unitaria de panel (anexo 1), se considera que los instrumentos en primeras diferencias son adecuados y no sufren del problema de instrumento débil.⁷ Así, es posible utilizar el estimador del método generalizado de momentos (MGM) propuesto por Arellano y Bond (1991).

Por otro lado, para comprobar la consistencia de los estimadores de los parámetros de la ecuación 5, además del estimador en primeras diferencias MGM, se utiliza un estimador de

⁷ Un instrumento débil si bien es exógeno, no es muy relevante. Esto es, carece de suficiente correlación con la variable endógena de la que pretende ser instrumento.

efectos fijos dinámicos con el cual se estima un modelo de corrección de errores (MCE) que permite observar las relaciones de largo plazo entre las variables de forma similar al estimador MGM, añadiendo la estimación de la velocidad de ajuste de la dinámica de corto plazo hacia el largo plazo. El modelo MCE requiere de la existencia de relaciones de cointegración entre las variables empleadas, lo cual se corrobora para el panel de países analizado (anexo 2).

Debido al tamaño de la muestra utilizada, se minimiza la magnitud de posibles sesgos en las especificaciones, ya que T es mayor que 30 para el estimador de efectos fijos y N es superior a 20 para el estimador MGM (Judson y Owen, 1999). Para el estimador MGM, se prefirió su obtención en dos etapas, dado que la muestra no es pequeña evitando los sesgos asociados a su tamaño. Además, esto permite una mejor estimación cuando los errores de regresión no son idénticamente distribuidos entre países. La posible existencia de correlación serial de los errores es manejada mediante el uso de la versión robusta de cada estimador.

Las regresiones son llevadas a cabo de forma separada para diferentes grupos de países para poder atacar un potencial problema de heterogeneidad de pendientes, sin sacrificar las ganancias de eficiencia de los datos de panel. Los países son agrupados de acuerdo con su grado de desarrollo, y a su vez en subgrupos por la extensión de su deuda soberana según la clasificación de las *Perspectivas de la economía mundial del 2014* (FMI, 2014), que toma en consideración los datos de balanza de pagos⁸ del año 1972 al 2013. Se consideró que este agrupamiento es coherente con lo que se busca en este estudio porque los criterios son objetivos y responden ampliamente a la fortaleza institucional y la credibilidad política de la muestra de países. El anexo 5 muestra una lista detallada de los países utilizados y su agrupamiento.

⁸ Las economías se clasifican como deudoras netas cuando la acumulación en la cuenta corriente de la balanza de pagos ha sido negativa desde 1972 hasta 2013.

4. RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN

Las estimaciones que incluyen países desarrollados no fueron significativas, por lo que no se muestran en los resultados. Por otro lado, las estimaciones que solo incluyen países en desarrollo y que sean deudores netos son las que presentan el mejor ajuste y significancia. Los países incluidos en estas estimaciones se presentan en el cuadro 1. Este conjunto de países es el de mayor interés para el estudio, debido a que permite ver cómo reacciona la inflación en países en desarrollo endeudados, características que posee Costa Rica, ante cambios en su deuda.

Cuadro 1

PAÍSES UTILIZADOS EN LA ESTIMACIÓN DE DEUDORES NETOS

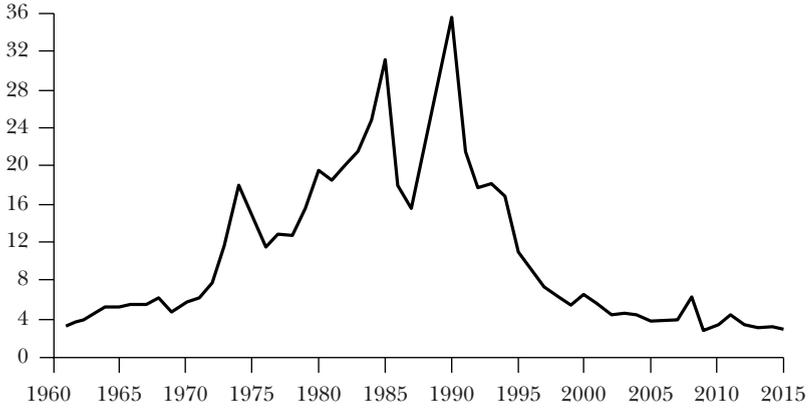
Barbados	Jamaica
Brasil	México
Chile	Nicaragua
Colombia	Panamá
Costa Rica	Paraguay
Ecuador	Perú
El Salvador	Polonia
Guatemala	República Dominicana
Honduras	Turquía
Hungría	Uruguay

Fuente: elaboración propia.

Un aspecto importante que tomar en consideración cuando se utilizan series de tiempo, es la posible existencia de quiebres estructurales en la evolución de las variables. Dado el uso de datos de panel, se presenta la evolución temporal promedio para la inflación medida por el IPC (gráfica 1), la inflación obtenida del deflactor del PIB (gráfica 2), la deuda pública (gráfica 3), el dinero y cuasidineró (M2, gráfica 4) y el crecimiento económico (gráfica 5).

Gráfica 1

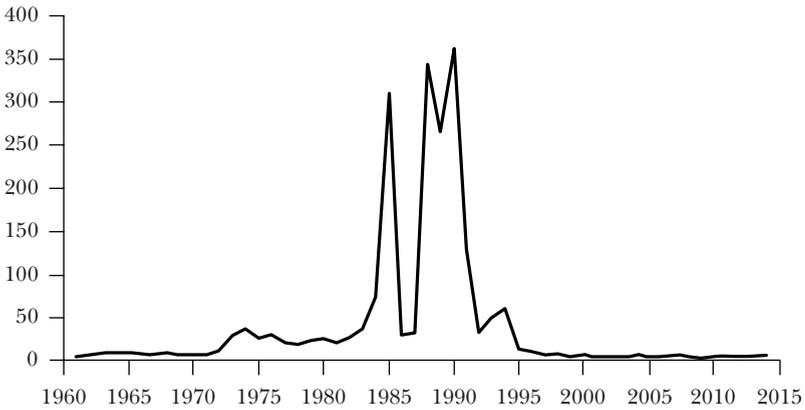
PROMEDIO DE LA INFLACIÓN, MEDIDA POR EL IPC, 1960-2014
Porcentajes



Fuente: elaboración propia.

Gráfica 2

PROMEDIO DE LA INFLACIÓN, POR DEFLATOR DEL PIB, 1960-2014
Porcentajes

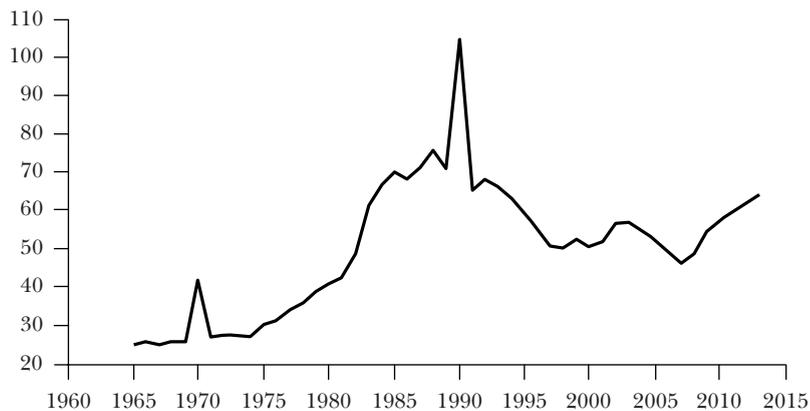


Fuente: elaboración propia.

Gráfica 3

PROMEDIO DE LA DEUDA PÚBLICA, 1960-2014

Como porcentaje del PIB

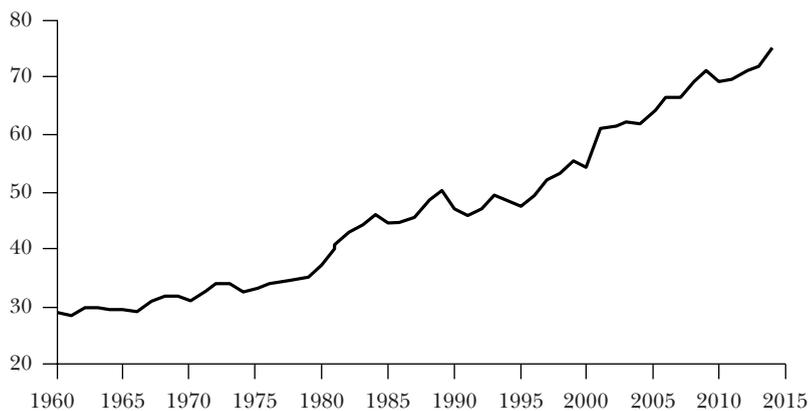


Fuente: elaboración propia.

Gráfica 4

PROMEDIO DEL DINERO Y EL CUASIDINERO (M2), 1960-2014

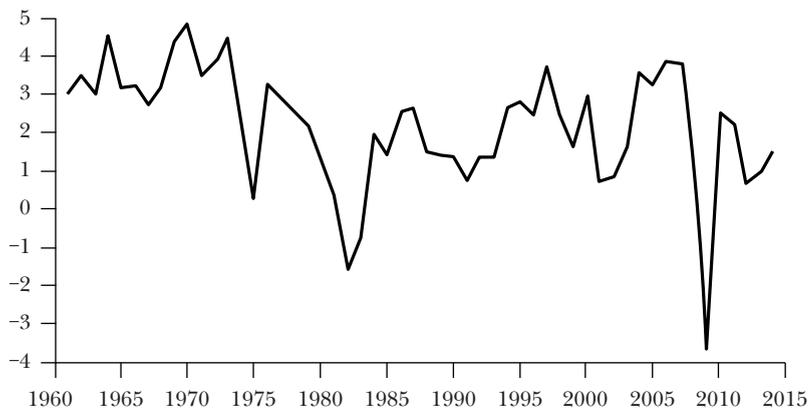
Como porcentaje del PIB



Fuente: elaboración propia.

Gráfica 5

PROMEDIO DEL CRECIMIENTO ECONÓMICO, 1960-2014
Porcentajes



Fuente: elaboración propia.

Como se aprecia, las variables utilizadas no presentan evidencia, en promedio, de la existencia de un cambio estructural en el periodo de análisis. Las gráficas anteriores en conjunto con los estadísticos descriptivos (anexo 3), tanto por año como por país, indican que si bien existen periodos de marcada hiperinflación, estos no representan un cambio estructural en el proceso generador de datos de la inflación, ya que son periodos cortos tras los cuales la inflación mantiene una tendencia a la baja y retorna, en promedio, a valores similares al periodo anterior a las hiperinflaciones (gráficas 1 y 2). Al comparar esta evolución con la de la deuda pública, se observa que el pico más alto de deuda se presenta entre los decenios de 1980 y 1990, correspondiendo con los periodos de mayores hiperinflaciones. Ello sugiere una asociación directa entre ambas variables que se busca probar mediante la estimación del modelo de datos de panel. A pesar de que los periodos de alta deuda e hiperinflación son palpables, es relevante acotar que el uso de

variables dicotómicas temporales para controlar por dichos periodos absorbería la variabilidad de los datos en la relación deuda-inflación (de mayor magnitud en dichos periodos), lo que puede resultar en la no significancia de la relación cuando esta podría serlo en realidad. Por lo anterior, se omite el uso de variables dicotómicas temporales.

Cuadro 2

ESTIMACIONES EXPLICATIVAS DE LA INFLACIÓN				
Variable dependiente: inflación como diferencia logarítmica del IPC o calculada con el deflactor del PIB				
<i>Variable dependiente</i>	<i>Inflación (IPC)</i>		<i>Inflación (deflactor del PIB)</i>	
	<i>Panel de efectos fijos dinámicos</i>	<i>Arellano-Bond</i>	<i>Panel de efectos fijos dinámicos</i>	<i>Arellano-Bond</i>
<i>Especificación</i>				
Velocidad ajuste al largo plazo	-0.73 ^a	NA	-0.74 ^a	NA
Dinero (M2)	3.65 ^a (1.49)	1.95 (5.3)	3.29 ^a (1.11)	3.46 ^c (1.84)
Deuda total	2.9 ^a (0.80)	3.56 ^b (1.59)	1.76 ^a (0.48)	0.95 ^b (0.46)
PIB real	-6.89 ^a (2.58)	-5.94 (7.39)	-7.99 ^a (1.86)	-6.94 ^b (3.49)
Número de observaciones	424	424	424	424
Número de países	19	19	19	19

Nota: todas las variables son expresadas en logaritmos (excepto la inflación). Ecuaciones de efectos fijos. Error estándar entre paréntesis. Resultados en términos de elasticidades. Significancia según: ^a al 1%, ^b al 5%, ^c al 10%. Fuente: elaboración propia.

El cuadro 2 resume los resultados de las estimaciones realizadas. En primera instancia se utiliza como variable dependiente la diferencia logarítmica del IPC, que refleja la inflación. Luego se utiliza la inflación medida por el deflactor del PIB como variable a explicar, la cual se incluye en niveles. Como las variables explicativas se incluyen en diferencias logarítmicas, las primeras estimaciones arrojan las elasticidades con respecto al nivel de precios, mientras las segundas brindan semielasticidades. En el cuadro 2 los resultados se transformaron para ser presentados en su totalidad como elasticidades permitiendo su comparación directa. Además, se incluye la velocidad de ajuste de la dinámica de corto plazo hacia el equilibrio de largo plazo, brindada por el coeficiente del error de corrección de los MCE estimados mediante el panel de efectos fijos dinámico. Estos valores de ajuste a largo plazo indican que cerca del 74% de un desequilibrio se corrige en el primer año, si se toma como variable por explicar a la inflación media por el deflactor del PIB; mientras, sería un 73% si se toma el cambio porcentual del índice de precios al consumidor.

La interpretación de los coeficientes brinda la relación entre las tasas de crecimiento de las variables explicativas y la tasa de crecimiento del nivel de precios (inflación). Un incremento de 1 punto porcentual (pp) en la tasa de crecimiento de la deuda se asocia con un incremento del nivel de precios entre 1 pp y 3.5 pp en el largo plazo, es decir si la inflación fuera de 3% pasaría a estar entre 4% y 6.5%. Por su parte, un aumento de 1 pp en el crecimiento del dinero se relaciona con un aumento entre 3.25 pp y 3.65 pp en la tasa de crecimiento del nivel de precios, de nuevo a manera de ejemplo, una inflación en el largo plazo de 3% pasaría a estar entre 6.25% y 6.65% en el largo plazo. Por último, un aumento en la tasa de crecimiento de la economía de 1 pp se asocia con una disminución entre 6 pp y 8 pp en la tasa de inflación en el largo plazo, esto indicaría que una inflación de 10% pasaría a estar entre 4% y 2% en el largo plazo.

Estos resultados fueron congruentes con otros estudios empíricos sobre la inflación. Muchos estudios reportan la existencia de una relación positiva entre deuda o déficits fiscales y la inflación, mayoritariamente en países en desarrollo, pero no en economías desarrolladas (Feldstein, 1986; Orr *et al.*, 1995; Fischer *et al.*, 2002; Engen y Hubbard, 2004; Catão y Terrones, 2005). En el caso de las economías desarrolladas, muchos estudios incluso han encontrado que no existe relación entre el dinero y la inflación (Dwyer, 1982; Christiano y Fitzgerald, 2003).

En el anexo 2 se presentan otras estimaciones que se realizaron para aportar información adicional sobre el efecto de una mayor deuda sobre la inflación, e incluyen los resultados de corto plazo para las estimaciones de corrección de error (cuadro A.1) donde se puede observar un mayor efecto relativo de la demanda sobre la inflación (PIB) de lo que se observa en las estimaciones de largo plazo del cuadro 2. También se realizan las mismas estimaciones realizadas para las economías emergentes, pero para las economías avanzadas (anexo 2, cuadro A.2), donde se observa que para ninguna de las estimaciones (efectos fijos dinámicos o Arellano-Bond), con ambas mediciones de inflación, la cantidad de dinero tiene un efecto significativo sobre la inflación. Esto se podría explicar por el hecho de que en estos países el canal monetario es menos relevante ya que es mucho menor la dominancia fiscal. Por su parte la única variable significativa, y solamente en los casos de estimaciones de efectos fijos dinámicos, es el PIB real, evidenciando un mayor efecto del canal de demanda, como es de esperar para economías avanzadas.

Además de las especificaciones anteriores, se intentó incluir distintos tipos de impuestos para observar su efecto sobre la inflación. Esto es importante en el contexto costarricense de la necesidad de una reforma fiscal; sin embargo, ninguna variable impositiva fue significativa. De igual forma, se estimó un modelo VAR para analizar los canales de transmisión del nexo deuda, inflación, crecimiento económico y crecimiento del dinero, para Costa Rica, lo que tampoco brindó resultados significativos.

5. CONCLUSIONES

Este estudio provee evidencia empírica en favor de la hipótesis de que, dado que un país es deudor neto, los incrementos en la deuda pública tienden a incrementar la inflación, sobre todo en países que poseen un alto nivel de deuda pública. Los resultados de las regresiones muestran que un incremento de la razón deuda/PIB es significativo y está fuertemente asociado con inflaciones más altas en países en desarrollo endeudados, después de controlar por el crecimiento del dinero y el crecimiento económico real. En contraste, la relación no es significativa para los países desarrollados.

Los resultados permiten concluir que modelos de inflación hacia adelante son válidos para países como Costa Rica, en el sentido de que los regímenes de política fiscal y su manejo son importantes en la interrelación deuda-inflación. Además, la certidumbre sobre relaciones de cointegración entre deuda, dinero, crecimiento e inflación, incluso para el conjunto de panel de países, indica que una buena conducción de la política fiscal es imperativa para la estabilidad macroeconómica en el corto y largo plazo.

Estos hallazgos vislumbran desafíos para la estabilización de precios en países en desarrollo, altamente endeudados, ya que el crecimiento de la deuda pública afecta variables sensibles para la toma de decisiones de los agentes económicos, como la inflación, el ingreso y las tasas de interés. Además, a pesar del papel relevante de la política monetaria en el manejo de las expectativas de inflación, la política fiscal podría ser un factor dominante para la evolución de la inflación en países en desarrollo altamente endeudados. Ello implica en general, y para Costa Rica en particular, que la estabilidad de precios obtenida mediante el accionar del banco central mediante sus instrumentos puede ser sostenible solo si es acompañada de una consolidación fiscal y reformas estructurales que promuevan la independencia de la política monetaria.

Otros aspectos son relevantes como futuras líneas de investigación. Primero, definir una especificación y un método de estimación adecuado para estudiar la relación entre variables fiscales y la inflación para la economía costarricense. Segundo, determinar si la interrelación deuda-inflación es simétrica, o sea, si aumentos o disminuciones en la deuda poseen efectos equivalentes al alza o a la baja en la inflación, o si dicho efecto varía en magnitud dependiendo de su dirección. Tercero, indagar la posible existencia de una relación no lineal entre ambas variables, ya que es probable que el efecto encontrado en este documento pueda ser mucho mayor para niveles altos de deuda donde los gobiernos usualmente tienen menor credibilidad y no tienen acceso a los mercados de crédito y por tanto sólo les queda la opción de recurrir al financiamiento del banco central. Por último, medir el impacto de la estructura de la deuda, en particular la moneda y la madurez de los títulos soberanos, sobre las dinámicas de inflación.

ANEXOS

Anexo 1. Pruebas de raíz unitaria de panel

Prueba de raíz unitaria para log deuda pública

Ho: Todos los paneles contienen raíz unitaria	Núm. de paneles	52
Ha: Al menos un panel es estacionario	Promedio núm. de periodos	42.35
	<i>Dickey-Fuller aumentado</i>	<i>Phillips-Perron</i>
<i>Estadísticos para panel</i>	<i>Valor p</i>	<i>Valor p</i>
χ^2 inversa (102)	0.37	0.89
Normal inversa	0.51	0.97
<i>Logit inverso t</i> (259)	0.47	0.95
χ^2 inversa modificada	0.39	0.88

Prueba de raíz unitaria para log dinero (M2)

Ho: Todos los paneles contienen raíz unitaria	Núm. de paneles	39
Ha: Al menos un panel es estacionario	Promedio del núm. de periodos	46.87
	<i>Dickey-Fuller aumentado</i>	<i>Phillips-Perron</i>
<i>Estadísticos para panel</i>	<i>Valor p</i>	<i>Valor p</i>
χ^2 inversa (102)	0.21	0.40
Normal inversa	0.07	0.25
Logit inverso $t(259)$	0.09	0.27
χ^2 inversa modificada	0.22	0.42

Prueba de raíz unitaria para log PIB

Ho: Todos los paneles contienen raíz unitaria	Núm. de paneles	52
Ha: Al menos un panel es estacionario	Promedio del núm. de periodos	49
	<i>Dick-Fuller aumentado</i>	<i>Phillips-Perron</i>
<i>Estadísticos para panel</i>	<i>Valor p</i>	<i>Valor p</i>
χ^2 inversa (102)	0.99	0.99
Normal inversa	0.99	0.99
Logit inverso $t(259)$	0.99	0.99
χ^2 inversa modificada	0.99	0.99

Prueba de raíz unitaria para la inflación medida por el deflactor del PIB

Ho: Todos los paneles contienen raíz unitaria	Núm. de paneles	52
Ha: Al menos un panel es estacionario	Promedio del núm. de periodos	48.81
	<i>Dick-Fuller aumentado</i>	<i>Phillips-Perron</i>
<i>Estadísticos para panel</i>	<i>Valor p</i>	<i>Valor p</i>
χ^2 inversa (102)	0.00	0.00
Normal inversa	0.00	0.00
Logit inverso $t(259)$	0.00	0.00
χ^2 inversa modificada	0.00	0.00

Prueba de raíz unitaria para log IPC

Ho: Todos los paneles contienen raíz unitaria	Núm. de paneles	51
Ha: Al menos un panel es estacionario	Promedio del núm. de periodos	49.18
	<i>Dick-Fuller aumentado</i>	<i>Phillips-Perron</i>
<i>Estadísticos para panel</i>	<i>Valor p</i>	<i>Valor p</i>
χ^2 inversa (102)	1.00	0.16
Normal inversa	1.00	1.00
Logit inverso $t(259)$	1.00	1.00
χ^2 inversa modificada	1.00	0.16

Prueba de raíz unitaria para dif. log deuda pública

Ho: Todos los paneles contienen raíz unitaria	Núm. de paneles	51
Ha: Al menos un panel es estacionario	Promedio del núm. de periodos	41.98
	<i>Dick-Fuller aumentado</i>	<i>Phillips-Perron</i>
<i>Estadísticos para panel</i>	<i>Valor p</i>	<i>Valor p</i>
χ^2 inversa (102)	0.00	0.00
Normal inversa	0.00	0.00
Logit inverso $t(259)$	0.00	0.00
χ^2 inversa modificada	0.00	0.00

Prueba de raíz unitaria para dif. log dinero (M2)

Ho: Todos los paneles contienen raíz unitaria	Núm. de paneles	38
Ha: Al menos un panel es estacionario	Promedio del núm. de periodos	47
	<i>Dick-Fuller aumentado</i>	<i>Phillips-Perron</i>
<i>Estadísticos para panel</i>	<i>Valor p</i>	<i>Valor p</i>
χ^2 inversa (102)	0.00	0.00
Normal inversa	0.00	0.00
Logit inverso $t(259)$	0.00	0.00
χ^2 inversa modificada	0.00	0.00

Prueba de raíz unitaria para dif. log PIB

Ho: Todos los paneles contienen raíz unitaria	Núm. de paneles	51
Ha: Al menos un panel es estacionario	Promedio del núm. de periodos	48.94
	<i>Dick-Fuller aumentado</i>	<i>Phillips-Perron</i>
<i>Estadísticos para panel</i>	<i>Valor p</i>	<i>Valor p</i>
χ^2 inversa (102)	0.00	0.00
Normal inversa	0.00	0.00
Logit inverso $t(259)$	0.00	0.00
χ^2 inversa modificada	0.00	0.00

Prueba de raíz unitaria para inflación por dif. log IPC

Ho: Todos los paneles contienen raíz unitaria	Núm. de paneles	51
Ha: Al menos un panel es estacionario	Promedio del núm. de periodos	48.18
	<i>Dick-Fuller aumentado</i>	<i>Phillips-Perron</i>
<i>Estadísticos para panel</i>	<i>Valor p</i>	<i>Valor p</i>
χ^2 inversa (102)	0.00	0.00
Normal inversa	0.00	0.00
Logit inverso $t(259)$	0.00	0.00
χ^2 inversa modificada	0.00	0.00

Fuente: elaboración propia.

Anexo 2. Pruebas de cointegración para panel y otras estimaciones

Cuadro A.1

ESTIMACIONES A CORTO PLAZO PARA LA INFLACIÓN
Variable dependiente: inflación como diferencia logarítmica del IPC o calculada con el deflactor del PIB

<i>Variable dependiente</i>	<i>Panel de efectos fijos dinámico: corto plazo</i>	
	<i>IPC</i>	<i>Deflactor</i>
<i>Especificación</i>		
Dinero (M2)	0.33 ^a (0.08)	0.34 ^b (0.13)
Deuda total	0.15 ^a (0.05)	0.04 (0.06)
PIB real	-1.56 ^a (0.33)	-1.85 ^a (0.52)
Número de observaciones	424	424
Número de países	19	19

Nota: todas las variables son expresadas en logaritmos (excepto la inflación). Ecuaciones de efectos fijos. Error estándar entre paréntesis. Resultados en términos de elasticidades. Significancia según: ^a al 1%, ^b al 5%, ^c al 10%. Fuente: elaboración propia.

Cuadro A.2

ECONOMÍAS AVANZADAS: ESTIMACIONES EXPLICATIVAS DE LA INFLACIÓN

Variable dependiente: inflación como diferencia logarítmica del IPC o calculada con el deflactor del PIB

<i>Variable dependiente</i>	<i>IPC</i>		<i>Inflación (deflactor del PIB)</i>	
	<i>Panel de efectos fijos dinámicos</i>	<i>Arellano-Bond</i>	<i>Panel de efectos fijos dinámicos</i>	<i>Arellano-Bond</i>
<i>Especificación</i>				
Velocidad al ajuste	-0.39 ^a	NA	-0.30 ^a	NA
Dinero (M2)	0.266 (0.39)	0.02 (0.03)	0.262 (0.74)	0.49 (2.06)

Cuadro A.2 (cont.)

<i>Variable dependiente</i>	<i>IPC</i>		<i>Inflación (deflactor del PIB)</i>	
	<i>Panel de efectos fijos dinámicos</i>	<i>Arellano-Bond</i>	<i>Panel de efectos fijos dinámicos</i>	<i>Arellano-Bond</i>
<i>Especificación</i>				
Deuda total	0.44 ^b (0.19)	0.09 (0.19)	0.47 (0.38)	1.87 (2.36)
PIB real	-1.66 ^b (0.74)	-0.49 (0.67)	-2.69 ^b (1.35)	-0.53 (0.92)
Número de observaciones	331	331	331	331
Número de países	16	16	16	16

Nota: todas las variables son expresadas en logaritmos (excepto la inflación). Ecuaciones de efectos fijos. Error estándar entre paréntesis. Resultados en términos de elasticidades. Significancia según: ^a al 1%, ^b al 5%, ^c al 10%. Fuente: elaboración propia.

Prueba de Pedroni de cointegración de residuos

Ho: No existe cointegración

<i>Ha: coeficientes AR comunes (dentro de la dimensión)</i>	<i>Sin ponderar</i>	<i>Ponderados</i>
	<i>Valor p</i>	<i>Valor p</i>
Estadísticos para panel		
Panel v estadístico	0.00	0.51
Panel ρ estadístico	0.00	0.00
Panel PP estadístico	0.00	0.00
Panel ADF estadístico	0.00	0.00
<i>Ha: coeficientes AR individuales (entre dimensiones)</i>		<i>Valor p</i>
Grupo ρ estadístico		0.00
Grupo PP estadístico		0.00
Grupo ADF estadístico		0.00

Fuente: elaboración propia.

Anexo 3. Estadísticos descriptivos por país y por año de la inflación, deuda pública, dinero (M2) y crecimiento económico

Descriptivos de la deuda pública (como porcentaje del PIB) por país

<i>País</i>	<i>Promedio</i>	<i>Mediana</i>	<i>Máx.</i>	<i>Mín.</i>	<i>Desv. estándar</i>	<i>Obs.</i>
Alemania	44.0	40.4	80.6	17.6	19.5	49
Argentina	40.8	36.3	137.7	9.3	28.0	43
Australia	23.4	22.7	41.2	9.7	7.6	48
Austria	49.0	56.2	82.3	12.8	22.5	48
Barbados	46.4	46.4	96.3	15.8	17.2	41
Bélgica	92.6	100.3	138.4	38.8	32.9	48
Bolivia	83.9	79.0	205.2	32.5	39.0	44
Brasil	58.7	62.6	102.9	29.9	17.5	36
Canadá	69.9	71.1	100.8	42.8	17.0	49
Chile	44.6	28.9	165.5	3.9	44.5	44
Colombia	26.0	28.3	44.7	9.2	10.4	49
Corea	17.0	16.8	34.5	2.3	8.3	49
Costa Rica	43.0	33.3	110.3	18.1	26.3	49
Dinamarca	39.1	45.0	78.6	4.3	23.1	49
Ecuador	58.2	29.7	661.2	14.6	92.3	49
El Salvador	39.2	32.4	108.3	10.2	23.9	49
Eslovaquia	37.8	38.6	54.6	21.4	9.5	22
Eslovenia	29.5	26.3	70.5	16.8	13.1	21
España	37.4	40.0	92.1	7.3	22.0	49
Estados Unidos	56.1	57.4	104.8	32.2	19.1	49
Estonia	6.1	5.7	9.9	3.7	1.8	19
Finlandia	26.6	17.0	57.6	1.7	19.5	47
Francia	41.4	34.2	92.3	14.4	23.9	49
Grecia	65.1	56.2	175.0	0.0	45.8	49
Guatemala	25.3	21.5	55.6	10.1	13.4	48
Honduras	52.9	48.1	243.4	6.5	41.4	49

<i>País</i>	<i>Promedio</i>	<i>Mediana</i>	<i>Máx.</i>	<i>Mín.</i>	<i>Desv. estándar</i>	<i>Obs.</i>
Hungría	80.3	78.3	127.6	51.8	21.5	30
Irlanda	60.3	53.0	120.2	23.6	25.4	49
Islandia	40.2	34.3	95.1	11.8	22.1	42
Israel	113.0	98.4	284.0	62.1	49.5	40
Italia	82.6	93.3	128.5	28.4	29.8	49
Jamaica	90.1	92.5	181.3	14.2	48.8	48
Japón	93.6	71.2	242.6	5.2	71.6	49
Luxemburgo	8.6	7.1	23.0	2.2	4.7	42
México	39.4	41.8	78.1	5.7	16.5	47
Nicaragua	177.3	92.6	2,092.9	0.7	315.8	49
Noruega	34.3	32.5	52.6	22.3	9.2	48
Nueva Zelandia	43.4	46.4	76.0	14.6	16.3	49
Países Bajos	57.8	55.6	78.5	37.8	12.5	49
Panamá	62.1	64.8	115.8	17.8	26.0	49
Paraguay	28.0	22.2	67.0	13.0	13.6	44
Perú	37.9	37.1	63.4	19.0	11.6	44
Polonia	53.9	49.6	90.1	36.8	14.5	28
Portugal	48.9	52.7	129.7	13.5	27.1	49
Reino Unido	54.2	48.7	94.6	31.0	17.5	49
República Checa	25.6	27.8	45.1	11.6	10.5	21
República Dominicana	30.1	25.6	60.7	12.7	13.6	44
Suecia	47.0	47.7	70.9	16.1	16.8	47
Suiza	43.2	45.6	67.0	7.0	14.7	48
Turquía	37.5	34.6	77.9	19.0	12.8	49
Uruguay	52.0	42.3	111.5	16.6	27.7	44
Venezuela	30.7	31.6	71.9	4.6	19.6	47
Todos	51.5	42.0	2,092.9	0.0	60.8	2,300

Descriptivos de la deuda pública (como porcentaje del PIB) por año

<i>Año</i>	<i>Promedio</i>	<i>Mediana</i>	<i>Máx.</i>	<i>Mín.</i>	<i>Desv. estándar</i>	<i>Obs.</i>
1965	24.8	18.4	94.6	5.2	21.3	28
1966	25.8	19.1	91.9	4.4	21.0	31
1967	24.9	19.5	89.1	3.7	19.8	34
1968	25.4	19.9	88.5	2.7	19.6	34
1969	25.4	22.0	82.8	0.7	18.9	33
1970	41.9	22.3	661.2	2.3	99.3	42
1971	26.8	22.4	65.7	4.6	15.6	42
1972	27.3	23.4	77.7	2.2	17.5	45
1973	27.1	21.6	100.9	2.5	19.8	45
1974	26.9	22.6	79.8	1.7	17.5	44
1975	30.1	24.1	108.3	2.0	20.9	44
1976	31.1	26.3	97.4	0.0	20.7	44
1977	33.8	28.2	142.0	0.0	24.8	45
1978	35.8	31.6	133.6	0.0	24.4	46
1979	38.7	32.3	155.5	7.1	28.6	46
1980	40.6	30.9	154.3	6.4	31.6	46
1981	42.4	35.4	149.1	6.7	30.2	44
1982	48.4	38.5	159.1	6.9	32.6	46
1983	61.1	48.2	260.5	7.4	47.8	47
1984	66.1	53.6	284.0	7.7	50.8	47
1985	70.2	56.5	218.0	6.3	49.5	47
1986	68.0	56.3	169.6	7.9	39.7	48
1987	71.2	59.9	266.6	6.7	45.3	48
1988	75.9	59.3	629.2	5.1	87.5	48
1989	70.8	58.9	477.0	4.0	67.7	47

<i>Año</i>	<i>Promedio</i>	<i>Mediana</i>	<i>Máx.</i>	<i>Mín.</i>	<i>Desv. estándar</i>	<i>Obs.</i>
1990	105.2	55.9	2,092.9	4.7	295.7	48
1991	65.1	51.8	333.7	4.0	50.8	48
1992	68.1	49.5	448.6	4.8	64.4	48
1993	66.1	52.6	445.9	6.0	63.3	49
1994	63.2	50.1	446.6	5.5	62.6	50
1995	59.3	54.1	362.7	8.9	51.7	51
1996	55.2	55.2	222.4	7.4	36.8	52
1997	50.4	49.4	123.6	6.1	28.5	52
1998	50.1	45.5	121.6	5.5	28.3	52
1999	52.5	47.1	135.6	6.0	29.4	51
2000	50.6	46.3	143.8	5.1	28.5	52
2001	51.6	48.4	153.6	4.8	29.1	52
2002	56.7	50.9	164.0	5.7	33.8	52
2003	57.0	48.5	169.6	5.6	32.8	52
2004	54.9	45.9	180.7	5.1	32.4	52
2005	52.4	46.3	186.4	4.5	32.1	52
2006	49.4	42.8	186.0	4.4	31.8	52
2007	46.1	38.1	183.0	3.7	31.6	52
2008	48.5	41.2	191.8	4.5	33.4	52
2009	54.6	45.8	210.2	5.8	37.0	52
2010	57.3	43.5	215.8	6.5	38.7	52
2011	59.7	46.3	229.7	5.9	42.1	52
2012	62.1	50.2	236.6	9.5	42.8	52
2013	64.3	53.3	242.6	9.9	43.8	52
Todos	51.5	42.0	2,092.9	0.0	60.8	2,300

Descriptivos del dinero (M2, como porcentaje del PIB) por país

<i>País</i>	<i>Promedio</i>	<i>Mediana</i>	<i>Máx.</i>	<i>Mín.</i>	<i>Desv. estándar</i>	<i>Obs.</i>
Argentina	22.0	22.4	31.8	10.6	4.7	55
Australia	59.2	48.6	109.5	37.7	20.6	55
Barbados	67.0	55.4	118.9	37.8	27.4	30
Bolivia	32.9	21.0	81.2	6.4	22.0	55
Brasil	36.8	24.8	111.3	10.1	24.3	55
Canadá	72.8	65.1	158.1	36.2	33.9	49
Chile	44.9	37.6	96.2	11.2	27.3	54
Colombia	28.9	28.6	46.8	19.6	6.7	53
Corea	54.2	33.3	139.9	8.9	42.5	55
Costa Rica	33.6	31.9	56.9	14.6	12.6	55
Dinamarca	51.7	50.5	70.1	40.0	8.0	55
Ecuador	17.5	15.7	33.3	7.8	5.8	55
El Salvador	36.0	37.4	52.8	20.0	9.4	50
Eslovaquia	59.8	59.8	65.1	55.3	2.7	16
Estados Unidos	70.7	69.8	90.4	59.5	7.4	54
Estonia	39.7	31.6	62.4	16.2	17.8	16
Guatemala	26.7	23.0	47.2	12.9	10.8	55
Honduras	33.1	30.9	56.8	14.9	13.0	55
Hungría	51.7	49.9	63.3	44.1	6.5	24
Islandia	43.8	37.0	102.8	19.6	23.1	55
Israel	64.7	72.8	133.4	21.7	25.5	55

<i>País</i>	<i>Promedio</i>	<i>Mediana</i>	<i>Máx.</i>	<i>Mín.</i>	<i>Desv. estándar</i>	<i>Obs.</i>
Jamaica	46.9	48.6	73.1	17.7	14.1	55
Japón	163.4	181.1	251.3	48.5	58.1	55
México	27.9	27.1	38.7	11.0	4.5	55
Nicaragua	28.9	28.0	69.9	12.1	14.7	55
Noruega	51.8	51.4	59.4	47.7	3.2	47
Nueva Zelandia	49.7	30.6	93.5	19.8	27.1	50
Panamá	50.0	42.0	87.2	16.2	23.5	55
Paraguay	24.7	24.2	50.6	9.5	9.0	55
Perú	25.8	24.2	43.1	16.6	7.1	55
Polonia	43.2	42.3	61.6	30.4	9.7	25
Reino Unido	72.7	56.1	170.2	30.5	44.4	55
República Checa	63.3	61.8	78.2	53.4	7.5	22
República Dominicana	26.9	26.9	50.2	14.4	7.0	55
Suecia	51.4	51.1	67.1	38.2	7.8	55
Suiza	118.8	110.7	188.6	90.6	24.3	45
Turquía	30.4	25.6	60.6	14.6	12.5	55
Uruguay	38.9	39.5	63.9	14.5	11.9	55
Venezuela	28.1	28.4	52.9	16.4	8.7	54
Todos	47.5	37.9	251.3	6.4	34.7	1,909

Descriptivos del dinero (M2, como porcentaje del PIB) por año

<i>Año</i>	<i>Promedio</i>	<i>Mediana</i>	<i>Máx.</i>	<i>Mín.</i>	<i>Desv. estándar</i>	<i>Obs.</i>
1965	29.8	20.8	96.0	7.8	20.3	33
1966	29.7	20.6	95.8	9.2	20.2	33
1967	31.1	21.2	95.6	10.2	20.2	33
1968	31.8	20.9	99.7	12.6	20.6	33
1969	32.1	21.1	101.2	11.8	20.2	33
1970	31.3	22.7	103.2	11.3	19.0	31
1971	32.5	24.4	116.5	13.7	20.3	32
1972	34.1	26.0	127.1	14.7	21.1	32
1973	34.2	26.7	124.2	14.5	20.9	32
1974	32.9	26.4	118.7	13.0	20.4	32
1975	33.5	28.6	125.7	12.9	21.2	32
1976	34.3	27.3	129.3	15.2	21.1	32
1977	34.5	28.7	131.9	14.5	21.7	32
1978	34.9	28.2	137.1	14.5	22.4	32
1979	35.5	28.8	140.6	15.1	22.9	32
1980	37.3	29.6	142.2	11.9	24.3	34
1981	40.9	32.7	147.8	11.3	26.6	34
1982	43.1	35.3	153.9	10.1	28.2	34
1983	44.2	35.6	160.5	10.2	29.9	34
1984	46.1	37.6	162.9	11.5	32.4	34
1985	44.8	39.5	164.9	12.1	30.5	34
1986	44.8	39.6	172.1	10.7	30.7	33
1987	45.8	35.2	181.1	13.8	32.0	34
1988	48.6	36.8	183.7	11.0	33.1	34
1989	50.3	38.4	189.3	10.2	35.4	33

<i>Año</i>	<i>Promedio</i>	<i>Mediana</i>	<i>Máx.</i>	<i>Mín.</i>	<i>Desv. estándar</i>	<i>Obs.</i>
1990	47.3	34.1	187.4	11.5	32.4	35
1991	46.1	35.6	186.5	10.6	31.8	36
1992	47.2	37.5	188.1	13.0	31.3	36
1993	49.6	40.4	195.2	18.2	32.3	38
1994	48.5	42.9	201.4	13.9	32.3	38
1995	47.6	36.9	207.2	15.7	33.6	39
1996	49.5	40.1	210.7	18.4	34.4	39
1997	52.2	42.3	218.2	14.7	36.1	39
1998	53.2	44.2	229.8	14.6	38.1	39
1999	55.6	47.8	239.7	13.1	40.0	39
2000	54.5	45.0	240.6	17.4	38.7	39
2001	61.2	48.4	200.8	19.7	37.5	39
2002	61.5	47.0	205.2	17.4	38.6	39
2003	62.1	50.2	206.5	18.2	38.1	39
2004	62.0	49.4	205.7	21.1	38.2	39
2005	64.0	52.7	206.6	22.3	38.9	39
2006	66.5	55.1	204.0	22.3	39.8	39
2007	66.7	56.9	202.8	24.2	38.3	38
2008	69.2	56.6	209.1	21.0	41.3	38
2009	71.1	60.2	227.0	22.4	43.3	36
2010	69.3	58.2	226.1	23.2	42.7	35
2011	69.5	56.3	238.0	22.9	45.0	33
2012	71.0	56.6	241.3	25.8	46.0	33
2013	71.9	58.6	247.8	26.7	47.1	32
2014	75.1	61.0	251.3	26.6	47.4	32
Todos	47.5	37.9	251.3	6.4	34.7	1,909

Descriptivos de la inflación dada por IPC (como porcentaje) por país

<i>País</i>	<i>Promedio</i>	<i>Mediana</i>	<i>Máx.</i>	<i>Mín.</i>	<i>Desv. estándar</i>	<i>Obs.</i>
Alemania	2.0	2.3	6.8	-35.4	5.4	55
Australia	4.8	3.3	14.1	-0.3	3.6	55
Austria	3.3	3.0	9.1	0.5	1.9	55
Barbados	6.0	4.9	32.9	-1.3	5.8	49
Bélgica	3.5	2.7	12.0	-0.1	2.7	55
Bolivia	28.4	7.6	477.5	-0.7	74.9	55
Brasil	76.2	8.6	341.7	3.1	103.5	35
Canadá	3.8	2.7	11.7	0.2	2.9	55
Chile	3.0	3.1	4.3	1.4	1.2	6
Colombia	13.9	15.5	29.1	2.0	8.0	55
Corea	7.1	4.6	25.2	0.7	6.1	49
Costa Rica	11.3	9.6	64.2	-0.7	10.3	55
Dinamarca	4.7	3.4	14.2	0.5	3.3	55
Ecuador	16.8	11.0	67.3	2.3	15.7	55
El Salvador	7.3	4.5	27.7	-2.7	7.2	55
Eslovaquia	5.1	4.4	12.6	-0.3	3.6	22
Eslovenia	6.4	5.4	28.4	-0.5	6.6	23
España	6.6	5.1	21.9	-0.5	5.1	55
Estados Unidos	3.8	3.1	12.7	-0.4	2.7	55
Estonia	9.8	4.0	64.1	-0.5	15.0	23
Finlandia	4.8	3.9	16.4	-0.2	4.1	55
Francia	4.2	2.7	12.8	0.0	3.5	55
Grecia	8.2	4.6	23.8	-1.8	7.2	55
Guatemala	7.7	6.6	34.5	-0.8	7.3	55
Países Bajos	3.4	2.6	9.7	-0.7	2.4	55
Honduras	8.0	6.5	29.2	1.1	6.2	55

<i>País</i>	<i>Promedio</i>	<i>Mediana</i>	<i>Máx.</i>	<i>Min.</i>	<i>Desv. estándar</i>	<i>Obs.</i>
Hungría	9.1	6.6	29.4	-0.2	7.3	43
Irlanda	5.5	3.9	19.0	-4.6	5.2	55
Islandia	14.4	9.3	61.1	1.5	14.1	55
Israel	21.3	8.6	155.6	-0.6	33.3	55
Italia	5.9	4.3	19.3	0.0	5.1	55
Jamaica	13.0	9.2	57.3	1.4	10.4	55
Japón	3.1	2.0	20.8	-1.4	4.0	55
Luxemburgo	3.4	2.8	10.2	-0.1	2.5	55
México	16.6	6.7	84.1	0.6	19.9	55
Nicaragua	7.3	6.9	18.1	3.6	3.5	16
Noruega	4.5	3.4	12.8	0.5	3.1	55
Nueva Zelanda	5.6	3.4	15.8	0.2	4.8	55
Panamá	2.8	1.6	15.1	-0.1	3.1	55
Paraguay	10.4	8.8	31.7	-0.9	7.8	55
Perú	39.6	9.1	432.8	0.2	79.9	55
Polonia	19.0	6.8	188.0	-1.0	34.3	45
Portugal	8.1	4.9	25.3	-0.8	7.4	55
Reino Unido	2.6	2.3	7.3	0.1	1.7	27
República Checa	3.8	2.6	10.1	0.1	3.2	22
República Dominicana	10.2	7.4	41.5	-4.0	11.0	55
Suecia	4.4	3.4	12.8	-0.5	3.6	55
Suiza	2.6	1.9	9.3	-1.2	2.3	55
Turquía	26.4	17.6	74.3	0.4	21.5	55
Uruguay	31.8	29.3	81.2	4.3	22.5	55
Venezuela	36.2	24.8	79.6	19.1	21.5	7
Todos	10.7	4.7	477.5	-35.4	25.7	2,457

Descriptivos de la inflación dada por IPC (como porcentaje) por año

<i>Año</i>	<i>Promedio</i>	<i>Mediana</i>	<i>Máx.</i>	<i>Mín.</i>	<i>Desv. estándar</i>	<i>Obs.</i>
1965	5.1	3.6	44.8	-1.9	7.3	38
1966	5.5	3.8	55.1	-1.2	8.8	38
1967	5.4	3.3	63.8	0.5	9.8	40
1968	6.2	3.8	81.2	0.0	12.6	40
1969	4.7	3.2	20.0	-0.2	4.2	40
1970	5.7	4.8	15.1	-0.9	3.4	40
1971	6.2	5.7	21.5	-0.5	4.0	41
1972	7.7	6.3	56.8	-0.1	8.4	41
1973	11.7	9.5	67.8	2.4	10.2	42
1974	18.0	15.2	57.2	1.8	10.9	42
1975	14.8	13.0	59.6	2.2	10.1	42
1976	11.5	9.3	41.0	1.7	8.0	42
1977	13.0	10.6	45.9	1.3	9.4	42
1978	12.7	9.0	45.6	1.1	11.3	42
1979	15.5	10.7	57.8	3.6	13.8	42
1980	19.6	14.0	83.7	3.9	17.3	42
1981	18.5	12.8	77.4	4.4	16.1	43
1982	20.1	10.6	80.4	0.3	22.1	43
1983	21.7	9.0	132.3	1.9	28.9	43
1984	25.0	8.2	262.6	1.6	47.4	43
1985	31.2	8.5	477.5	1.0	75.9	43
1986	18.0	7.4	132.5	-0.1	26.7	43
1987	15.5	8.1	118.9	-0.7	23.4	43
1988	22.9	6.9	203.7	0.4	43.4	43
1989	28.9	6.9	355.5	0.2	67.1	44
1990	35.7	9.1	432.8	0.8	83.8	44

<i>Año</i>	<i>Promedio</i>	<i>Mediana</i>	<i>Máx.</i>	<i>Mín.</i>	<i>Desv. estándar</i>	<i>Obs.</i>
1991	21.7	8.1	167.3	-35.4	36.5	44
1992	17.8	5.4	235.3	1.0	37.2	44
1993	18.2	4.6	301.0	0.5	45.1	46
1994	16.9	5.6	308.0	0.1	45.0	48
1995	11.1	4.8	63.2	-0.1	13.3	48
1996	9.2	4.4	59.0	0.1	10.8	48
1997	7.4	4.4	61.9	0.3	10.1	48
1998	6.5	2.6	61.3	-1.3	10.0	48
1999	5.4	2.3	50.0	-0.3	9.3	48
2000	6.6	3.4	67.3	-0.7	10.9	49
2001	5.6	4.0	43.4	-0.8	7.3	49
2002	4.4	3.0	37.1	-1.3	5.7	49
2003	4.6	2.6	24.3	0.1	5.4	49
2004	4.4	2.8	41.5	-0.4	6.2	49
2005	3.8	2.7	14.2	-0.3	3.0	49
2006	3.7	3.1	10.9	0.2	2.5	49
2007	3.9	2.8	10.6	0.1	2.6	49
2008	6.2	4.5	19.9	1.4	4.0	49
2009	2.7	1.8	24.0	-4.6	4.2	50
2010	3.4	2.4	24.8	-1.0	3.8	51
2011	4.5	3.5	23.2	-0.3	3.4	51
2012	3.6	3.0	19.1	-0.7	2.9	51
2013	3.1	1.8	34.1	-0.9	4.9	51
2014	3.1	1.6	48.3	-1.3	6.9	51
2015	2.9	0.6	79.6	-1.8	11.2	51
Todos	10.7	4.7	477.5	-35.4	25.7	2,457

Descriptivos de la inflación dada por deflactor del PIB (como porcentaje) por país

<i>País</i>	<i>Promedio</i>	<i>Mediana</i>	<i>Máx.</i>	<i>Mín.</i>	<i>Desv. estándar</i>	<i>Obs.</i>
Alemania	2.6	2.0	8.0	0.0	2.0	44
Argentina	178.5	27.0	3,058.0	-2.0	503.4	54
Australia	5.2	5.0	16.0	0.0	3.9	54
Austria	3.3	3.0	10.0	0.0	2.1	54
Barbados	5.9	4.5	31.0	-5.0	7.6	54
Bélgica	3.6	3.0	13.0	0.0	2.6	54
Bolivia	277.1	8.0	12,339.0	-5.0	1,684.3	54
Brasil	231.6	32.5	2,700.0	5.0	565.6	54
Canadá	4.1	3.0	15.0	-2.0	3.3	54
Chile	49.9	13.5	665.0	0.0	114.8	54
Colombia	16.4	16.5	45.0	2.0	9.7	54
Corea	9.8	6.0	33.0	-1.0	8.5	54
Costa Rica	13.8	11.0	84.0	-1.0	14.4	54
Dinamarca	4.9	4.0	13.0	0.0	3.4	54
Ecuador	6.1	5.0	97.0	-26.0	17.2	54
El Salvador	4.8	4.0	18.0	-1.0	4.8	49
Eslovaquia	4.6	4.0	16.0	-1.0	4.3	22
Eslovenia	4.3	4.0	11.0	-1.0	3.4	19
España	7.1	6.0	23.0	0.0	5.4	54
Estados Unidos	3.4	3.0	9.0	1.0	2.3	54
Estonia	6.3	5.0	24.0	0.0	5.1	19
Finlandia	5.3	4.5	22.0	0.0	4.4	54
Francia	4.4	3.0	14.0	0.0	3.8	54
Grecia	9.2	5.0	27.0	-3.0	8.1	54
Guatemala	8.1	6.5	41.0	-4.0	9.0	54
Países Bajos	3.5	2.0	13.0	-1.0	2.9	54
Honduras	8.7	6.0	31.0	-3.0	7.4	54
Hungría	9.8	5.0	27.0	2.0	8.0	23
Irlanda	6.2	5.0	21.0	-4.0	6.0	44

<i>País</i>	<i>Promedio</i>	<i>Mediana</i>	<i>Máx.</i>	<i>Mín.</i>	<i>Desv. estándar</i>	<i>Obs.</i>
Islandia	17.1	11.0	77.0	0.0	17.0	54
Israel	33.4	9.0	391.0	-2.0	69.0	54
Italia	6.8	4.5	21.0	0.0	5.8	54
Jamaica	16.7	12.0	60.0	-5.0	12.8	42
Japón	2.8	2.0	23.0	-2.0	5.0	54
Luxemburgo	4.1	4.0	20.0	-4.0	4.3	53
México	21.6	9.5	140.0	1.0	28.4	54
Nicaragua	545.0	10.0	13,612.0	-1.0	2,116.8	54
Noruega	5.2	5.0	15.0	-5.0	4.0	54
Nueva Zelandia	5.3	3.0	17.0	0.0	5.2	36
Panamá	3.9	2.0	34.0	-1.0	5.4	54
Paraguay	11.7	10.0	38.0	-2.0	9.4	54
Perú	205.5	10.0	6,261.0	0.0	912.4	54
Polonia	11.8	4.0	55.0	1.0	15.0	24
Portugal	8.3	4.0	26.0	0.0	7.9	54
Reino Unido	5.6	4.0	26.0	1.0	5.0	54
República Checa	6.3	3.0	36.0	-1.0	8.2	24
República Dominicana	12.0	6.0	103.0	-2.0	17.9	54
Suecia	4.9	4.0	15.0	0.0	3.6	54
Suiza	1.8	1.0	7.0	0.0	1.9	33
Turquía	34.6	23.5	138.0	2.0	31.8	54
Uruguay	41.3	30.0	192.0	1.0	36.9	54
Venezuela	22.5	16.5	116.0	0.0	22.4	54
Todos	40.3	5.0	13,612.0	-26.0	438.2	2,538

Descriptivos de la inflación dada por deflactor del PIB (como porcentaje) por año

<i>Año</i>	<i>Promedio</i>	<i>Mediana</i>	<i>Máx.</i>	<i>Mín.</i>	<i>Desv. estándar</i>	<i>Obs.</i>
1965	10.1	4.0	97.0	-5.0	19.5	40
1966	8.2	4.0	72.0	-2.0	12.9	41
1967	7.0	3.0	79.0	-2.0	13.4	42
1968	8.2	4.0	116.0	-5.0	18.5	42
1969	7.1	5.0	40.0	0.0	7.7	42
1970	7.4	5.0	41.0	-14.0	8.2	42
1971	7.5	6.5	32.0	-9.0	7.5	44
1972	12.2	7.0	86.0	-5.0	17.4	44
1973	28.3	13.0	414.0	5.0	66.1	44
1974	36.4	19.5	665.0	6.0	97.7	44
1975	27.5	14.0	335.0	-1.0	56.0	44
1976	29.6	12.0	438.0	3.0	73.0	44
1977	21.6	12.5	159.0	1.0	27.9	44
1978	19.3	9.0	161.0	1.0	27.1	45
1979	23.6	14.0	147.0	3.0	27.9	45
1980	26.2	18.0	135.0	4.0	27.0	45
1981	22.3	12.5	126.0	3.0	27.4	46
1982	27.0	10.0	208.0	-9.0	43.3	46
1983	36.1	9.0	382.0	-14.0	72.4	46
1984	72.2	8.0	1,443.0	-4.0	232.8	46
1985	312.4	7.5	12,339.0	-2.0	1,815.7	46
1986	29.4	6.5	281.0	-14.0	56.7	46
1987	32.8	7.0	523.0	-9.0	84.4	46
1988	344.9	7.0	13,612.0	-12.0	2,004.2	46
1989	264.3	7.5	4,709.0	-1.0	899.6	46
1990	364.0	9.5	6,261.0	-1.0	1,246.5	46

<i>Año</i>	<i>Promedio</i>	<i>Mediana</i>	<i>Máx.</i>	<i>Mín.</i>	<i>Desv. estándar</i>	<i>Obs.</i>
1991	129.8	8.0	4,524.0	0.0	652.8	48
1992	32.5	6.0	968.0	-1.0	137.5	49
1993	51.8	5.5	2,001.0	-1.0	281.7	50
1994	61.0	7.5	2,303.0	0.0	324.5	50
1995	12.9	5.0	94.0	-1.0	19.4	50
1996	11.1	4.5	116.0	-1.0	19.3	52
1997	8.0	4.0	81.0	-2.0	12.8	52
1998	8.1	5.0	138.0	-4.0	19.2	52
1999	4.8	3.0	54.0	-26.0	9.6	52
2000	6.5	3.5	49.0	-8.0	9.5	52
2001	5.4	4.0	53.0	-4.0	8.1	52
2002	5.6	3.0	37.0	-2.0	7.9	51
2003	5.5	3.0	35.0	-2.0	7.4	51
2004	6.2	3.0	45.0	-1.0	8.4	51
2005	4.5	3.0	30.0	-1.0	4.7	51
2006	5.0	4.0	18.0	-1.0	4.1	51
2007	5.1	4.0	18.0	-1.0	3.8	52
2008	6.0	4.0	30.0	-2.0	5.7	52
2009	2.8	2.0	12.0	-5.0	3.4	52
2010	4.1	3.0	46.0	-4.0	7.0	52
2011	4.4	3.0	28.0	-3.0	5.2	52
2012	3.2	2.0	19.0	-1.0	3.7	52
2013	3.5	2.0	36.0	-2.0	5.9	52
2014	4.0	2.0	49.0	-3.0	8.0	48
Todos	40.3	5.0	13,612.0	-26.0	438.2	2,538

Descriptivos de crecimiento económico (en porcentaje) por país

<i>País</i>	<i>Promedio</i>	<i>Mediana</i>	<i>Máx.</i>	<i>Mín.</i>	<i>Desv. estándar</i>	<i>Obs.</i>
Alemania	1.9	1.9	5.3	-5.5	2.0	44
Argentina	1.4	2.1	10.6	-12.5	5.6	54
Australia	1.9	2.0	5.0	-3.5	1.7	54
Austria	2.5	2.4	8.6	-4.1	2.1	54
Barbados	1.7	1.5	10.5	-17.1	4.9	54
Bélgica	2.3	2.2	7.1	-3.5	2.1	54
Bolivia	0.8	2.1	5.2	-15.3	3.6	54
Brasil	2.3	2.1	10.7	-6.8	3.6	54
Canadá	2.0	2.1	6.0	-4.3	2.1	54
Chile	2.6	3.3	9.7	-13.6	4.5	54
Colombia	2.1	2.4	5.8	-6.0	2.0	54
Corea	5.7	5.9	12.0	-6.6	3.7	54
Costa Rica	2.2	2.8	6.8	-10.4	3.2	54
Dinamarca	1.9	2.0	8.1	-5.8	2.3	54
Ecuador	1.6	1.7	10.3	-6.9	2.9	54
El Salvador	0.9	1.5	5.7	-14.2	3.9	49
Eslovaquia	3.8	4.6	10.1	-5.6	3.2	22
Eslovenia	2.3	3.4	6.2	-9.0	3.5	19
España	2.6	2.3	10.3	-4.5	2.9	54
Estados Unidos	2.0	2.1	6.1	-3.7	2.0	54
Estonia	4.8	6.9	12.2	-15.7	6.4	19
Finlandia	2.5	2.5	9.2	-9.1	3.2	54
Francia	2.2	2.0	6.1	-3.5	1.9	54
Grecia	2.3	2.4	10.2	-9.0	4.4	54
Guatemala	1.3	1.5	6.5	-6.0	2.3	54
Honduras	1.1	1.5	6.9	-5.1	3.0	54
Hungría	2.0	3.0	4.9	-6.6	2.8	23
Irlanda	3.1	2.8	9.2	-7.6	3.4	44
Islandia	2.5	2.8	11.5	-7.0	3.9	54

<i>País</i>	<i>Promedio</i>	<i>Mediana</i>	<i>Máx.</i>	<i>Mín.</i>	<i>Desv. estándar</i>	<i>Obs.</i>
Israel	2.9	2.5	17.1	-2.6	3.7	54
Italia	2.1	1.9	8.1	-6.1	2.8	54
Japón	3.1	2.3	11.8	-5.7	3.5	54
Luxemburgo	2.5	2.5	9.1	-7.9	3.4	53
México	1.8	2.1	8.1	-7.9	3.2	54
Nicaragua	0.2	1.8	10.2	-33.7	6.5	54
Noruega	2.5	2.7	5.6	-2.9	1.9	54
Nueva Zelandia	1.4	1.6	5.1	-5.9	2.1	36
Países Bajos	2.2	2.1	11.5	-3.9	2.5	54
Panamá	2.8	3.3	9.6	-16.5	4.3	54
Paraguay	2.3	2.4	11.6	-6.1	3.8	54
Perú	1.5	2.2	9.8	-15.3	4.9	54
Polonia	3.6	3.9	7.0	-7.6	2.9	24
Portugal	3.0	3.0	16.2	-8.2	4.0	54
Reino Unido	2.1	2.2	9.5	-5.2	2.3	54
República Checa	1.5	1.9	6.4	-12.1	4.0	24
República Dominicana	2.9	3.1	13.9	-16.5	5.0	54
Suecia	2.1	2.1	9.7	-6.2	2.5	54
Suiza	1.0	1.0	3.4	-3.4	1.7	33
Turquía	2.5	3.0	8.3	-7.3	3.8	54
Uruguay	1.7	1.9	7.8	-11.5	4.3	54
Venezuela	0.0	-0.3	15.0	-11.5	5.1	54
Todos	2.1	2.3	17.1	-33.7	3.6	2,496

Descriptivos crecimiento económico (en porcentaje) por año

<i>Año</i>	<i>Promedio</i>	<i>Mediana</i>	<i>Máx.</i>	<i>Mín.</i>	<i>Desv. estándar</i>	<i>Obs.</i>
1961	3.0	3.3	10.3	-5.7	3.7	40
1962	3.5	3.4	12.4	-2.8	3.1	40
1963	3.1	3.3	9.3	-7.0	3.4	40
1964	4.5	4.5	10.0	0.2	2.4	40
1965	3.2	3.6	10.5	-16.5	4.2	40
1966	3.2	2.9	9.5	-3.3	3.2	41
1967	2.8	2.5	9.9	-4.7	2.8	41
1968	3.2	3.7	13.0	-15.3	4.7	41
1969	4.4	4.2	10.9	-2.6	3.3	41
1970	4.8	4.1	16.2	-2.9	4.3	41
1971	3.5	3.0	11.5	-1.9	2.7	43
1972	3.9	4.1	10.3	-2.6	2.9	43
1973	4.5	4.5	12.0	-6.8	3.4	43
1974	2.2	2.8	10.2	-7.0	3.4	43
1975	0.3	-0.1	7.7	-13.6	3.9	43
1976	3.3	3.6	11.0	-3.6	2.7	43
1977	2.9	2.6	9.6	-2.3	2.8	43
1978	2.5	2.9	8.8	-11.2	3.6	44
1979	2.2	3.0	8.6	-33.7	6.3	44
1980	1.2	1.6	8.3	-14.2	4.0	44
1981	0.4	0.7	6.4	-12.6	3.6	45
1982	-1.6	-0.6	6.4	-12.5	4.0	45
1983	-0.7	0.3	10.0	-13.4	4.4	45
1984	2.0	2.4	8.2	-4.2	2.6	45
1985	1.4	2.0	6.2	-9.4	3.1	45
1986	2.6	2.4	10.6	-5.8	3.3	45
1987	2.7	2.5	10.6	-4.0	3.0	45
1988	1.5	2.7	10.1	-16.5	5.2	45

<i>Año</i>	<i>Promedio</i>	<i>Mediana</i>	<i>Máx.</i>	<i>Mín.</i>	<i>Desv. estándar</i>	<i>Obs.</i>
1989	1.4	2.1	8.4	-15.3	4.5	45
1990	1.4	1.8	8.0	-7.6	3.5	45
1991	0.8	1.2	10.6	-12.1	4.1	47
1992	1.4	1.0	9.9	-5.4	3.4	48
1993	1.3	1.5	5.8	-2.8	2.4	49
1994	2.6	2.8	9.8	-6.3	2.7	49
1995	2.8	2.5	17.1	-7.9	3.5	49
1996	2.5	2.3	7.9	-2.3	2.2	51
1997	3.7	3.4	12.2	-0.6	2.2	51
1998	2.4	3.0	7.6	-6.6	2.6	51
1999	1.6	2.6	9.5	-8.1	3.7	51
2000	3.0	3.2	8.1	-4.4	2.4	51
2001	0.7	1.0	6.6	-7.3	2.4	51
2002	0.8	1.2	6.6	-12.5	3.5	51
2003	1.6	1.5	7.8	-9.9	2.6	51
2004	3.6	3.2	15.0	-0.2	2.4	51
2005	3.2	2.5	9.6	0.2	2.2	51
2006	3.9	3.4	10.5	1.4	2.1	51
2007	3.8	3.4	10.1	0.4	2.3	51
2008	1.1	1.1	7.7	-5.2	2.6	51
2009	-3.7	-3.9	3.8	-15.7	3.4	51
2010	2.5	1.9	10.6	-5.3	3.0	51
2011	2.3	2.1	8.6	-9.0	2.8	51
2012	0.6	0.8	8.1	-6.5	2.7	51
2013	1.0	1.0	11.6	-17.1	3.5	51
2014	1.5	1.4	5.9	-5.5	1.8	48
Todos	2.1	2.3	17.1	-33.7	3.6	2,496

Fuente: elaboración propia.

Anexo 4. Derivación de la relación entre precios, dinero, deuda y producto

Tal y como señala Kwon *et al.* (2009), una versión simplificada de Castro *et al.* (2003) puede ser usada para derivar una relación funcional entre el nivel de precios, el dinero, la deuda y el producto. En dicha versión, un consumidor representativo es dotado de recursos fijos (y) para cada periodo, y asigna su riqueza real entre consumo real (c), dinero nacional real (m/p), y bonos del gobierno en términos reales no indexados (b/p) buscando maximizar la siguiente función de utilidad:

$$\text{A.1} \quad \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\ln(c_t) + \gamma \ln\left(\frac{m_t}{p_t}\right) \right).$$

Sujeto a la restricción de recursos dada por

$$\text{A.2} \quad c_t + \frac{m_t}{p_t} + \frac{b_t}{p_t} = y_t - \tau_t + \frac{m_{t-1}}{p_t} + \frac{i_{t-1} b_{t-1}}{p_t}.$$

Donde τ es el impuesto de suma fija y i_{t-1} es el rendimiento bruto nominal de los bonos del gobierno entre los periodos $t-1$ y t . Este problema de maximización brinda las siguientes condiciones de primer orden para el consumo y la demanda de dinero real, respectivamente:

$$\text{A.3} \quad \frac{c_{t+1}}{c_t} = \frac{\beta i_t}{\pi_{t+1}},$$

$$\text{A.4} \quad \frac{m_t}{p_t} = \frac{\gamma c_t i_t}{i_t - 1}.$$

Donde $\pi_t = p_{t+1}/p_t$. Estas dos condiciones de primer orden engloban una función de demanda por dinero tipo Cagan, la

cual es inversamente relacionada con las expectativas de inflación.

El gobierno se enfrenta la siguiente restricción presupuestaria intertemporal:

$$\text{A.5} \quad G_t + (i_{t-1} - 1) \frac{B_{t-1}}{p_t} = \tau_t + \frac{(M_t - M_{t-1})}{p_t} + \frac{(B_t - B_{t-1})}{p_t}.$$

La iteración hacia delante de la ecuación A.5 y condiciones de juego no-Ponzi sobre el gobierno implican la siguiente restricción presupuestaria de largo plazo del gobierno:

$$\text{A.6} \quad \frac{i_{t-1} B_{t-1}}{p_t} = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{\tau_{t+j}}{R_{t,j}} - \sum_{j=0}^{\infty} \frac{G_{t+j}}{R_{t,j}} + \sum_{j=0}^{\infty} \frac{M_{t+j} - M_{t+j-1}}{p_{t+j} R_{t,j}}.$$

Donde G es el gasto real del gobierno y $R_{t,j}$ es la tasa de descuento real compuesta, expresada como $R_{t,j} = \prod_{h=1}^j r_{t+h}$ donde r_{t+h} es la tasa de interés real exógena entre los periodos $t+h-1$ y $t+h$. En el caso de una regla de política fiscal donde una parte del servicio de la deuda $(1-\delta)$ se cubre con futuros superávits primarios y se monetiza el restante (δ) , se obtiene la siguiente función de demanda de dinero:

$$\text{A.7} \quad \frac{M_t}{P_t} = \frac{i_t - 1}{i_t} \left[\frac{\delta i_{t-1} B_{t-1}}{p_t} + \frac{M_{t-1}}{p_t} - \sum_{j=1}^{\infty} \frac{M_{t+j}}{p_{t+j} R_{t,j}} \frac{i_{t+j} - 1}{i_{t+j}} \right].$$

La ecuación A.7 muestra que la senda de la oferta de dinero se determina por la extensión de la monetización de la deuda (la primera variable de la derecha entre paréntesis) y ahorros en los futuros pagos de intereses obtenidos por la actual monetización del déficit presupuestario (tercera variable a la derecha entre paréntesis).

Imponiendo condiciones de equilibrio sobre las ecuaciones A.4 y A.7, y explotando la naturaleza recursiva de la ecuación de Euler en A.3, se obtiene el precio de equilibrio como sigue:

$$\text{A.8} \quad p_t = \frac{(1-\beta)(M_{t-1} + \delta i_{t-1} B_{t-1})}{\gamma c_t}.$$

Dada la naturaleza recursiva del equilibrio y el no arbitraje entre bonos y retornos de activos reales ($r_{t+1} = i_t / \pi_t$), el precio de equilibrio puede reacomodarse como:

$$\text{A.9} \quad p_t = \frac{(1-\beta)(M_t + \delta B_t)}{\gamma c_t}.$$

Al usar el ingreso real mediante el PIB real (w) como variable que aproxima el consumo en cada periodo t , (c_t), se tiene que la ecuación A.9 es equivalente a la ecuación 1.

Anexo 5. Países analizados y su clasificación en desarrollados, en desarrollo, acreedores netos y deudores netos

<i>País</i>	<i>En desarrollo</i>		<i>Desarrollado</i>
	<i>Deudor neto</i>	<i>Acreedor neto</i>	<i>Acreedor neto</i>
Alemania			X
Argentina	X		
Australia			X
Austria			X
Barbados	X		
Bélgica			X
Bolivia		X	
Brasil	X		
Canadá			X

<i>País</i>	<i>En desarrollo</i>		<i>Desarrollado</i>
	<i>Deudor neto</i>	<i>Acreedor neto</i>	<i>Acreedor neto</i>
Chile	X		
Colombia	X		
Corea			X
Costa Rica	X		
Dinamarca			X
Ecuador	X		
El Salvador	X		
Eslovaquia			X
Eslovenia			X
España			X
Estados Unidos			X
Estonia			X
Finlandia			X
Francia			X
Grecia			X
Guatemala	X		
Honduras	X		
Hungría	X		
Irlanda			X
Islandia			X
Israel			X
Italia			X
Jamaica	X		
Japón			X
Luxemburgo			X
México	X		
Nicaragua	X		
Noruega			X
Nueva Zelandia			X

Países Bajos		X
Panamá	X	
Paraguay	X	
Perú	X	
Polonia	X	
Portugal		X
Reino Unido		X
República Checa		X
República Dominicana	X	
Suecia		X
Suiza		X
Turquía	X	
Uruguay	X	
Venezuela		X

Fuente: Elaboración propia con base en las *Perspectivas de la economía mundial* (WEO) 2014.

Bibliografía

- Abizadeh, Sohrab, Michael Benarroch, y Mahmood Yousefi (1996), "A Multilevel Government Model of Deficits and Inflation", *Atlantic Economic Journal*, vol. 24, núm. 2, junio, pp. 118-130.
- Anoruo, Emmanuel C. (2003), "An Empirical Investigation into the Budget Deficits-Inflation Nexus in South Africa", *The South African Journal of Economics*, vol. 71, núm. 2, junio, pp. 282-296, <<https://doi.org/10.1111/j.1813-6982.2003.tb01309.x>>.
- Arellano, Manuel, y Stephen Bond (1991), "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies*, vol. 58, núm. 2, abril, pp. 277-297, <<https://doi.org/10.2307/2297968>>.

- Barro, Robert J. (1996), "Inflation and Growth", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 78, núm. 3, mayo-junio, pp. 153-169, <<https://doi.org/10.20955/r.78.153-169>>.
- Barro, Robert J. (1989), "The Ricardian Approach to Budget Deficits", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 3, núm. 2, primavera, pp. 37-54, <<https://pubs.aeaweb.org/doi/pdf/10.1257/jep.3.2.37>>.
- Buiter, Willem H. (1999), *The Fallacy of the Fiscal Theory of the Price Level*, NBER Working Paper, núm. 7302, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts, <DOI: 10.3386/w7302>.
- Cagan, Phillip (1956), "The Monetary Dynamics of Hyperinflation", en Milton Friedman, *Studies in the Quantity Theory of Money*, University of Chicago Press, Chicago.
- Canzoneri, Matthew, Robert E. Cumby, y Behzat T. Diba (2001), "Is the Price Level Determined by the Needs of Fiscal Solvency?", *American Economic Review*, vol. 91 núm. 5, pp. 1221-1238, <DOI: 10.1257/aer.91.5.1221>.
- Castro, Rui, Carlos de Resende, y Francisco Ruge-Murcia (2003), *The Backing of Government Debt and the Price Level*, CIREQ Working Paper, núm. 16-2003, The Centre for Interuniversity Research in Quantitative Economics
- Catão, Luis, y Marco Terrones (2005), "Fiscal Deficits and Inflation", *Journal of Monetary Economics*, vol. 52, núm. 3, pp. 529-554, <<https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2004.06.003>>.
- Choudhary, Munir A. S., y Amar K. Parai (1991), "Budget Deficits and Inflation, the Peruvian Experience", *Applied Economics*, vol. 23, pp. 1117-1121, <<https://doi.org/10.1080/00036849100000015>>.
- Christiano, Lawrence J., y Terry J. Fitzgerald (2003), "Inflation and Monetary Policy in the Twentieth Century", *Economic Perspectives*, Banco de la Reserva Federal de Chicago, vol. 27, núm. 1, enero, pp. 22-45.
- Christiano, Laurence J., y Terry J. Fitzgerald (2000), *Understanding the Fiscal Theory of the Price Level*, NBER Working Paper, núm. 7668, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts.
- Cochrane, John H. (2005), "Money as Stock", *Journal of Monetary Economics*, vol. 52, núm. 3, pp. 501-528, <<https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2004.07.004>>.

- Cochrane, John H. (2001), “Long-term Debt and Optimal Policy in the Fiscal Theory of the Price Level”, *Econometrica*, vol. 69, núm. 1, enero, pp. 69-116, <<https://doi.org/10.1111/1468-0262.00179>>.
- Darrat, Alí F. (2000), “Are Budget Deficits Inflationary? A Reconsideration of the Evidence”, *Applied Economics Letters*, 2000, vol. 7, núm. 10, pp. 633-636, <<https://doi.org/10.1080/135048500415914>>.
- Dwyer, Jr. Gerald P. (1982), “Inflation and Government Deficits”, *Economic Inquiry*, vol. 20, núm. 3, pp. 315-329, <<https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.1982.tb00350.x>>.
- Easterly, William, Carlos Rodríguez, y Klaus Schmidt-Hebbel (1994), *Public Sector Deficits and Macroeconomic Performance*, vol. II, Elsevier Science, Amsterdam.
- Elmendor, Douglas, y Gregorio Mankiw (1999), “Government Debt”, en J. B. Taylor y M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, vol. 1, Elsevier Science, Amsterdam.
- Engen, Erik, y Glenn Hubbard (2004), *Federal Government Debts and Interest Rates*, NBER Working Paper, núm. 10681, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts, <DOI: 10.3386/w10681>.
- Feldstein, Martin (1986), *Budget Deficits, Tax Rules and Real Interest Rates*, NBER Working Paper, núm. 1970, julio, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts, <DOI: 10.3386/w1970>.
- Fischer, Stanley, y Easterly William (1990), “The Economics of the Government Budget Constraint”, *World Bank Research Observer*, vol. 5, núm. 2, julio, pp. 127-142, <<https://doi.org/10.1093/wbro/5.2.127>>.
- Fischer, Stanley, Ratna Sahay, y Carlos Végh (2002), “Modern Hyper- and High Inflations”, *Journal of Economic Literature*, vol. 40, núm. 3, septiembre, pp. 837-80, <DOI: 10.1257/002205102760273805>.
- Fondo Monetario Internacional (2014), *Perspectivas de la economía mundial. Secuelas, nubarrones, incertidumbres*, World Economic Outlook (WEO), FMI, Washington D. C., octubre.
- Fondo Monetario Internacional (2005), *Globalización y desbalances externos*, World Economic Outlook (WEO), FMI, Washington D. C., abril.
- Ghura, Dhaneshwar, y Michael T. Hadjimichael (1996), “Growth in the Sub-Saharan Africa”, *IMF Staff Papers*, vol. 43, pp. 605-634.

- Gordon, David, y Eric M. Leeper (2002), *The Price Level, The Quantity Theory of Money, and The Fiscal Theory of the Price Level*, NBER Working Paper, núm. 9084, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts, <DOI: 10.3386/w9084>.
- Gylfason, Thorvaldur, y Tryggvi T. Herbertsson (2001), “Does Inflation Matter for Growth?”, *Japan and the World Economy*, vol. 13, núm. 4, pp. 405-428, <[https://doi.org/10.1016/S0922-1425\(01\)00073-1](https://doi.org/10.1016/S0922-1425(01)00073-1)>.
- Hendry, David F., Adrian R. Pagan, y J. Denis Sargan (1984), “Dynamic Specification”, en Zvi Griliches y Michael D. Intriligator (eds.) *Handbook of Econometrics*, vol. II, Elsevier Science <[https://doi.org/10.1016/S1573-4412\(84\)02010-9](https://doi.org/10.1016/S1573-4412(84)02010-9)>.
- Hondroyannis, George, y Evangelia Papapetrou (1997), “The Budget Deficits Inflationary? A Cointegration Approach”, *Applied Economics Letters*, vol. 4, pp. 493- 496, <<https://doi.org/10.1080/758536632>>.
- Hossain, Akhand A., y Anis Chowdhury (1998), *Open-Economy Macroeconomics for Developing Countries*, Edward Elgar Publishing.
- Judson, Ruth, y Ann L. Owen (1999), “Estimating Dynamic Panel Data Models: A Guide for Macroeconomists”, *Economics Letters*, vol. 65, núm. 1, octubre, pp. 9-15, <[https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(99\)00130-5](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(99)00130-5)>.
- Kwon, Goohoon, Lavern McFarlane y Wayne Robinson (2009), “Public Debt, Money Supply, and Inflation: A Cross-Country Study”, *IMF Staff Papers*, vol. 56, núm. 3, mayo, pp. 476-515, <<http://www.jstor.org/stable/40377808>>.
- Leeper, M. Eric, y Tack Yun (2006), “Monetary-Fiscal Policy Integration and the Price Level: Background and Beyond”, *International Tax and Public Finance*, vol. 13, núm. 4, pp. 373-409, <<https://doi.org/10.1007/s10797-006-8599-2>>.
- Loungani, Prakash, y Phillip Swagel (2003), “Sources of Inflation in Developing Countries”, en Elhanan Helpman y Efraim Sadka (eds.), *Economic Policy in International Economy, Essays in Honor of Assaf Razin*, Cambridge University Press.
- Loyo, Eduardo, (1999), *Tight Money Paradox on the Loose: A Fiscalist Hyperinflation*, mimeo, Harvard University, Cambridge, Massachusetts, <<http://sims.princeton.edu/yftp/Loyo/LoyoTightLoose.pdf>>.
- Metin, Kivilcim (2012), “The Relationship between Inflation and Budget Deficits in Turkey”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 1998, vol. 16, núm. 4, pp. 412-422, <DOI: 10.1080/07350015.1998.10524781>.

- Narayan, Paresh Kumar, Seema Narayan y Arti Devi Prasad (2006), "Modeling the Relationship between Budget Deficits, Money Supply and Inflation in Fiji", *Pacific Economic Bulletin*, vol. 21, núm. 2, pp. 103-116, <<http://hdl.handle.net/10536/DRO/DU:30018536>>.
- Niepelt, Dirk (2004), "The Fiscal Myth of the Price Level", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 119, núm. 1, febrero, pp. 277-300, <<https://doi.org/10.1162/003355304772839597>>.
- Orr, Adrian, Malcom Edey, y Michael Kennedy (1995), *Real Long-term Interest Rates: The Evidence from Pooled Time-series*, OECD Economic Studies, núm. 25, pp. 75-107.
- Saleh, Ali Salman, y Charles Harvie (2005), "The Budget Deficits and Economic Performance", *The Singapore Economic Review*, vol. 50, núm. 2, pp. 211-243, <<https://doi.org/10.1142/S0217590805001986>>.
- Sargent, Thomas. J., y Neil Wallace (1981), "Some Unpleasant Monetary Arithmetic", *Quarterly Review*, vol. 5, núm. 3, otoño, Banco de la Reserva Federal de Mineápolis, pp. 1-17.
- Sims, Christopher (1994), "A Simple Model for Study of the Price Level and the Interaction of Monetary and Fiscal Policy", *Economic Theory*, vol. 4, núm. 3, pp. 381-399.
- Tanzi, Vito (1993), "Fiscal Issues in Adjustment Programs", en Riccardo Faini y Jaime de Melo (eds.), *Fiscal Issues in Adjustment in Developing Countries*, Palgrave Macmillan, London.
- Tekin-Koru, Ayça y Erdal Özmen (2003), "Budget Deficits, Money and Inflation: The Turkish Experience", *Applied Economics*, vol. 35, núm. 5, pp. 591-596, <<https://doi.org/10.1080/003684022000025440>>.
- Vamvoukas, George A. (1998), "The Relationship between Budget Deficits and Money Demand: Evidence from a Small Economy", *Applied Economics*, vol. 30, pp. 375-382, <<https://doi.org/10.1080/000368498325895>>.
- Veira, Carlos (2000), *Are Fiscal Deficits Inflationary? Evidence from EU*, Economic Research Paper, núm. 00/7, Loughborough University, Reino Unido.
- Wolde-Rufael, Yemane (2008), "Budget Deficits, Money and Inflation: The Case of Ethiopia", *The Journal of Developing Areas*, vol. 42, núm. 1, pp. 183-199, <[doi: 10.1353/jda.0.0028](https://doi.org/10.1353/jda.0.0028)>.
- Woodford, Michael (2001), *Monetary Policy in the Information Economy*, NBER Working Paper, núm. 8674, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts, <[doi: 10.3386/w8674](https://doi.org/10.3386/w8674)>.

- Woodford, Michael (1994), “Monetary Policy and Price Level Determined in a Cash-in-Advance Economy”, *Economic Theory*, vol. 4, núm. 3, pp. 345-80.
- Wray, L. Randall (2015), “Deficits, Inflation, and Monetary Policy”, *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 19, núm. 4, pp. 543-571, <<https://doi.org/10.1080/01603477.1997.11490128>>.

Evaluación del anclaje de las expectativas de inflación en México

Marco A. Acosta

Resumen

En este artículo se estudia el anclaje de las expectativas de inflación de los especialistas del sector privado en México, para las expectativas de corto, medio y largo plazo, antes y después de la crisis financiera de 2008, introduciendo una nueva clasificación de anclaje que cataloga en buena medida los esfuerzos econométricos que se han realizado para su análisis. Las tres dimensiones que abarca dicha clasificación son la sensibilidad, la resiliencia y la credibilidad. Los resultados muestran que para el periodo evaluado posterior a la crisis financiera de 2008 y a medida que aumenta el horizonte para el cual se hacen las previsiones de la inflación, las expectativas se encuentran mejor ancladas.

Palabras clave: expectativas de inflación, anclaje, sensibilidad, resiliencia y credibilidad.

Clasificación JEL: C12, C13, E31, D84.

M. A. Acosta <macosta@banxico.org.mx>, investigador, Dirección General de Investigación Económica, Banco de México. Las opiniones en este artículo son las del autor y no necesariamente representan la posición del Banco de México o sus autoridades.

Abstract

This study analyzes short, medium and long run inflation expectations anchorage of professional forecasters from the private sector in Mexico before and after the financial crisis of 2008 by introducing a novel classification that catalogs to a large extent the econometric efforts that have been made for its measurement. The three dimensions covered by this classification are sensitivity, resilience and credibility. The results show that for the period evaluated after the 2008 financial crisis and as the horizon for which inflation forecasts are made increases, expectations are better anchored.

Keywords: inflation expectations, anchorage, sensitivity, resilience, credibility.

JEL classification: C12, C13, E31, D84.

1. INTRODUCCIÓN

La política monetaria del Banco de México tiene como objetivo influir sobre las tasas de interés con el fin de que la evolución de los precios sea congruente con el desempeño de la inflación hacia su meta de largo plazo. En este sentido, las expectativas de inflación son de suma importancia, ya que las previsiones sobre costos e ingresos futuros de los agentes económicos son fundamentales para determinar los precios y niveles de producción de los bienes y servicios que estas ofrecen. A mayor confianza del público en el banco central, mejor ancladas estarán las expectativas de inflación, lo que resulta en un entorno de inflación baja y estable, que a su vez propicia condiciones que favorecen el crecimiento económico sostenido.

En este estudio se analiza el anclaje de las expectativas de la inflación de los especialistas del sector privado para distintos horizontes de pronóstico de enero de 2002 a mayo de 2017, y para dos subperiodos divididos por la crisis financiera de 2008, utilizando regresiones lineales, regresiones lineales con ventanas móviles y modelos de vectores autorregresivos

(VAR). Específicamente, se evalúan tres dimensiones respecto del anclaje de las expectativas de inflación: 1) la sensibilidad de las expectativas de inflación de mediano y largo plazos ante la inflación contemporánea y ante las expectativas de corto plazo; 2) la resiliencia ante choques en la inflación; y 3) la credibilidad del Banco de México. Los estudios encontrados en la bibliografía regularmente sólo se enfocan en una de las tres dimensiones, y a la dimensión evaluada le denominan anclaje. En este sentido, este estudio concilia la bibliografía y categoriza los tipos de anclajes para dar coherencia a los hallazgos.

Los resultados muestran que el desempeño de las expectativas de inflación ha sido congruente con el proceso de convergencia hacia una inflación baja y estable en los últimos años. Al respecto, se muestra que la distribución de las expectativas se ha centrado alrededor de la meta permanente de inflación de 3% y la cota superior del rango de variabilidad. De igual forma, la dispersión es moderada y el sesgo para la mayoría de los periodos no es estadísticamente distinto de cero.

Respecto a la sensibilidad, el estudio muestra que las expectativas de inflación de corto plazo, definidas como las de los siguientes 12 meses, se encuentran asociadas a modificaciones del proceso inflacionario contemporáneo. Las de mediano plazo, que abarcan las previsiones de uno a cuatro años, se ven afectadas en menor medida que las de corto plazo; mientras que las de largo plazo, que pronostican los siguientes cinco a ocho años, no sufren efecto alguno. Además, se muestra que las expectativas de largo plazo no son afectadas por las de corto plazo.

En cuanto a la resiliencia, los resultados revelan que los choques a la inflación no inciden en la formación de expectativas bajo la coyuntura económica actual, incluso en las expectativas a menor horizonte como lo son las de 12 meses. Además, es posible observar que los coeficientes de resiliencia para las estimaciones no son estadísticamente significativos para los periodos previos ni posteriores a la crisis financiera de 2008,

lo que denota la estabilidad del proceso inflacionario desde principios del decenio pasado.

La evidencia sugiere que la credibilidad en el objetivo de inflación de largo plazo del banco central crece a medida que el horizonte de previsión aumenta. Además, la credibilidad del objetivo implícito de inflación derivado de un ejercicio de vectores autorregresivos muestra un comportamiento similar: en la medida que los pronósticos son más lejanos, el objetivo es más creíble. Lo anterior se puede deber a la capacidad que ha mostrado el banco central de reaccionar por medio de sus herramientas de política monetaria y comunicación ante choques que afectan a la inflación con el objetivo de hacerla converger al objetivo del tres por ciento.

Los ejercicios para los periodos previos y posteriores a la crisis financiera de 2008 muestran que, después de la crisis, las expectativas de inflación se encuentran mejor ancladas para todos sus horizontes en las dimensiones de sensibilidad y credibilidad. En cuanto al indicador de resiliencia, al parecer las expectativas no resultan afectadas en los periodos anteriores a la crisis ni en los posteriores.

El resto del artículo procede de la siguiente manera. La sección 2 presenta el desarrollo de los logros en materia inflacionaria de 1994 a la fecha. La sección 3 describe las dimensiones en las que es analizado el anclaje de las expectativas de inflación. En la sección 4 se presenta un análisis de los datos utilizados; en particular, se examina la dispersión, el sesgo y la racionalidad de las expectativas. En la sección 5 se describen los resultados. Por último, se presentan las consideraciones finales.

2. TRANSICIÓN HACIA UNA INFLACIÓN BAJA Y ESTABLE EN MÉXICO

México adoptó una serie de medidas con el objetivo de mantener la inflación en valores bajos y estables por causa de la crisis de 1994-1995. Entre estas destaca el establecimiento del objetivo para las cuentas corrientes que los bancos comerciales

mantenían en el banco central, denominada comúnmente como el *corto*, herramienta que permite controlar la liquidez en la economía con el fin de eliminar presiones inflacionarias. En 1998, el Banco de México acompaña los anuncios de cambios del *corto* con una exposición de los principales motivos de su modificación, lo que transparentó la aplicación de la política monetaria. Posteriormente, en el año 2000, el Banco comienza la publicación de los informes trimestrales de inflación y en 2001 el proceso rumbo a la transparencia se refuerza con el anuncio de la adopción de un régimen de objetivos de inflación.^{1,2}

El éxito en la reducción de la inflación en México ha sido ampliamente documentado debido al breve periodo de tiempo que tomó. En los decenios de los ochenta y noventa la inflación presentaba valores de tres y dos dígitos respectivamente, y a partir del 2000 se redujo a sólo uno. Más aún, como detallan Chiquiar *et al.* (2007) la inflación adquirió propiedades estadísticas relevantes: en específico, pasó de tener un comportamiento de proceso no estacionario a uno de proceso estacionario entre finales del año 2000 y principios del 2001. Desde el punto de vista económico, el comportamiento estadístico implica que los choques a la inflación se diluyen en el tiempo y no generan efectos de segundo orden que pudieran alterar el proceso de formación de precios de la economía. Además, Acosta (2018) muestra que a partir de 2000 la inflación exhibe un comportamiento estacionario en todos sus cuantiles condicionales utilizando un método de cambio estructural de regresión cuantílica.

Otro cambio importante es que la inflación en México se transformó en un proceso principalmente dependiente del

¹ Para una discusión a fondo sobre la transición hacia un régimen de metas de inflación ver Ramos-Francia y Torres (2005).

² Los estudios de Bernanke *et al.* (1999) y Corbo *et al.* (2001) muestran el comportamiento favorable de la inflación en los países que cuentan con un esquema de objetivos de inflación en comparación con regímenes alternos.

tiempo, lo que permite establecer revisiones que no dependen del estado de la economía, logrando una mejor planeación de los agentes involucrados (ver Gagnon, 2009). Asimismo, se ha observado una flexibilidad a la baja en los precios en años recientes, como lo muestran Cortés *et al.* (2011) a partir de la base de microdatos con la que se calcula el índice nacional de precios consumidor; anteriormente, la mayoría de las revisiones de los precios eran alzas.

La interacción de la inflación con otras variables macroeconómicas que pudieran provocar un efecto en ella también se ha modificado. Capistrán *et al.* (2011) y Cortés (2013) encontraron una reducción del traspaso de las fluctuaciones del tipo de cambio sobre la inflación en el periodo posterior al establecimiento de las metas de inflación. Lo anterior podría responder a la ausencia de efectos de segundo orden ante variaciones en las cotizaciones de materias primas internacionales y la ausencia de efectos permanentes en la inflación ante modificaciones tributarias como las ocurridas en 2010 como mencionan Aguilar *et al.* (2014).

Respecto a las expectativas de inflación, tema de estudio del presente análisis, destaca para México el trabajo de García-Verdú (2012) que emplea el modelo de Mankiw *et al.* (2003) para explorar la dispersión de las expectativas de inflación entre los especialistas del sector privado. El modelo de Mankiw *et al.* (2003) parte del principio de que existe un costo implícito de procesar y actualizar la información para el reajuste en las previsiones del proceso inflacionario, por lo que sólo una proporción de los agentes económicos actualizan sus pronósticos; lo anterior genera una dispersión entre las expectativas de los agentes que utilizan información reciente y rezagada. Los resultados de García-Verdú (2012) muestran que en México una mayor proporción de los especialistas del sector privado actualizan sus expectativas de inflación, lo que coincide con la menor dispersión observada en los datos. Del mismo modo, García-Verdú (2012) analiza la dispersión y el sesgo de las expectativas y determina que estas han disminuido, lo que

se adjudica a un entorno más estable y a la reducción de potenciales riesgos, respectivamente.

3. DIMENSIONES DE EVALUACIÓN DEL ANCLAJE DE LAS EXPECTATIVAS DE INFLACIÓN

Si las expectativas de inflación estuvieran perfectamente ancladas no debería haber relación alguna entre la inflación actual o sus rezagos con las previsiones de los agentes económicos. No obstante, ese grado de anclaje no se observa típicamente en los datos, pero da cabida a la realización de una prueba en la que el anclaje se encuentre definido por el grado de dependencia lineal que muestran las expectativas de inflación respecto a la inflación observada y sus rezagos. Entre los estudios que han caracterizado el anclaje de las expectativas de esta manera se encuentran los de Levin *et al.* (2004) y Ehrmann (2015). El mismo principio aplica entre las expectativas de mediano y largo plazo respecto a las de corto plazo; es decir, si las expectativas de inflación en horizontes lejanos se encuentran bien ancladas, estas deben de ser insensibles a las innovaciones en las expectativas en horizontes cercanos. Esta hipótesis acepta movimientos en las expectativas a menor plazo, por lo que no se encuentran perfectamente ancladas; asimismo, plantea un escenario en que las expectativas de mediano y largo plazos pueden estar ancladas si no responden a su correspondiente de corto plazo. En particular, Łyziak y Paloviita (2017) estudian dicho anclaje para la Unión Europea. A las pruebas de anclaje con las características mencionadas anteriormente se les denominará de sensibilidad.

Si las expectativas de inflación se encuentran bien ancladas, los choques a la inflación no deben de modificarlas, ya que los agentes económicos esperan una actuación congruente del banco central respecto de su objetivo de inflación de largo plazo. Entre los estudios que han caracterizado el anclaje de las expectativas de la inflación en relación con la afectación lineal de un choque a la inflación se encuentran los de Mariscal

et al. (2014) y Aguilar *et al.* (2014). Estos estudios se valen de una variable que toma el valor máximo entre uno y la diferencia entre el rezago de la inflación y su objetivo de largo plazo para definir los choques a la inflación. A este tipo de pruebas se les llamará de resiliencia.

El anclaje de las expectativas de un banco central puede evaluarse como el grado en que los especialistas del sector privado creen en la meta de largo plazo de la inflación. Bomfim y Rudebusch (2000) toman como referencia una regresión lineal donde la suma ponderada de la meta de largo plazo y la tasa de inflación rezagada se iguala a las expectativas de inflación para evaluar dicha hipótesis. El coeficiente asignado al objetivo es por ende el ponderador o el grado de credibilidad que los especialistas tienen en su banco central. Por su parte, Demertzis *et al.* (2009) calculan el anclaje implícito de las expectativas de inflación siguiendo un modelo VAR, y a partir de esta metodología se puede evaluar si el anclaje implícito coincide con el objetivo de largo plazo de la inflación. A estas medidas se les refiere como de credibilidad.

4. DATOS

La información utilizada en este documento proviene de las Encuestas de los Especialistas en Economía del Sector Privado del Banco de México (EEBM), la cual se realiza con periodicidad mensual desde septiembre de 1994 e incluye preguntas prospectivas en materia económica con el fin de conocer las expectativas de variables macroeconómicas relevantes como son el tipo de cambio, la tasa de interés, los salarios, la inflación, entre otras.³ Con la información recabada se elabora un informe mensual que se publica los primeros días de cada mes en el que se plasma el consenso de los pronósticos de los especialistas para cada

³ En el periodo de análisis han participado 86, 68 y 59 instituciones o individuos respondiendo preguntas acerca de sus expectativas de inflación de corto, mediano y largo plazo, promediando en cada encuesta un total de 30, 28 y 27 respuestas, respectivamente.

variable y horizonte de tiempo. Dicho consenso es representado por la media y la mediana de los pronósticos.

En este estudio se analizan las medianas de las expectativas de la inflación en tres distintos horizontes de tiempo, ya que estas registran de una mejor manera el consenso de los especialistas económicos debido a que un valor extremo podría alterar fuertemente el valor de la media, sin modificar el de la mediana.⁴ El horizonte de corto plazo se refiere a las expectativas que los especialistas tienen para la inflación anual en los siguientes 12 meses; el de mediano plazo considera el pronóstico a un plazo de uno a cuatro años; mientras que el de largo plazo considera las prospectivas de los agentes económicos en un intervalo de tiempo de cinco a ocho años.

La gráfica 1 muestra para el periodo de estudio la evolución de la inflación general observada y de sus expectativas en los tres horizontes de tiempo especificados. Las series tienen distintos puntos de inicio, ya que la EEBM comenzó a realizar preguntas acerca de las expectativas de mediano y largo plazo en enero de 2004 y agosto de 2008, respectivamente. Si bien, para las expectativas de corto plazo la EEBM contiene información disponible para periodos anteriores a enero de 2002, se decide empezar en esta fecha debido a que es el primer año completo en el que la inflación sigue un proceso estacionario.⁵

Si bien se toman las medianas de las respuestas sobre las expectativas de inflación como el consenso de los especialistas, es importante comprobar si en efecto la mediana representa la tendencia central de las respuestas y si estas se encuentran convergiendo al objetivo.⁶ Para ello, se analizan las funciones

⁴ El anclaje de las expectativas de inflación para horizontes de tiempo que puedan cambiar, como es el caso de la inflación esperada al cierre de cada año, no se analiza.

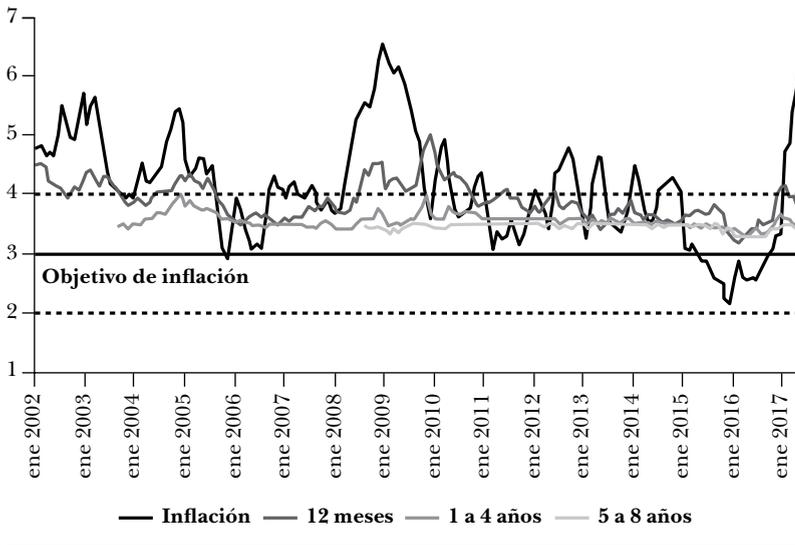
⁵ Chiquiar *et al.* (2007) destacan que, en diciembre de 2000 y abril de 2001, tanto la inflación general como la subyacente experimentaron un cambio estructural pasando de ser un proceso no estacionario a uno estacionario.

⁶ Carrera (2012) muestra, por medio de histogramas, que las expectativas de inflación en Perú se encuentran centradas.

Gráfica 1

EXPECTATIVAS DE CORTO, MEDIANO Y LARGO PLAZO

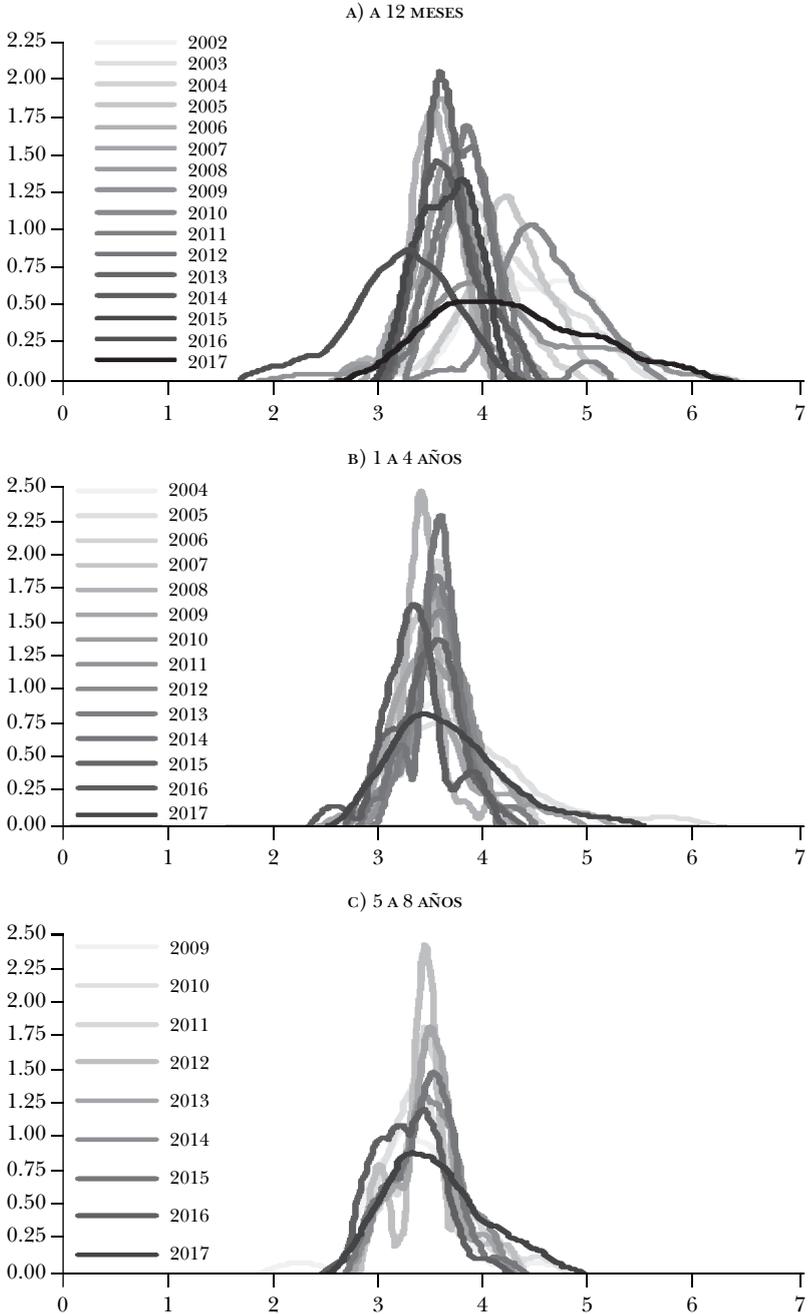
Variación anual, cifras en porcentaje



de densidad empíricas, la dispersión y el sesgo de los datos de las expectativas, así como su racionalidad. Respecto a la densidad, la gráfica 2 presenta las distribuciones empíricas de las expectativas de inflación a distintos horizontes. Las expectativas de los siguientes 12 meses se encuentran concentradas principalmente en el intervalo del 3% al 6%; sin embargo, es posible observar cómo las densidades se desplazaron a la izquierda, hacia el objetivo de largo plazo de la inflación, conforme el tiempo avanza y en los últimos años se ubican en un intervalo más acotado, específicamente, entre el 3% y el 4.5%. Las expectativas de inflación de uno a cuatro años se encuentran concentradas entre 3% y 4.5%, mientras que las expectativas de largo plazo se concentran entre el objetivo de inflación de 3% y la cota superior del rango de variabilidad.

Gráfica 2

DISTRIBUCIÓN EMPÍRICA DE LAS EXPECTATIVAS DE LOS ESPECIALISTAS¹



¹ Las expectativas corresponden a los meses de enero de cada año.

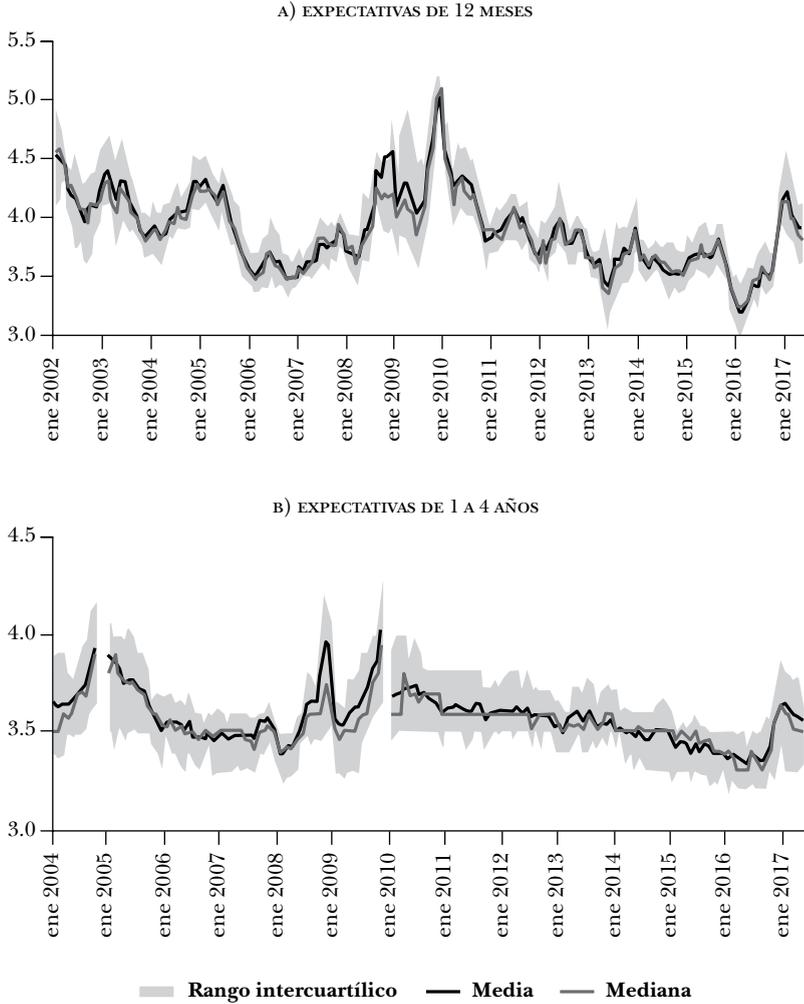
Por su parte, la dispersión, calculada como el rango intercuartílico mes a mes en el que los agentes económicos precisaron sus expectativas, es baja (gráfica 3). Dicha característica es un elemento clave para la evaluación del anclaje debido a que una menor dispersión implica un mayor consenso entre los especialistas. En particular, en promedio, los rangos intercuartílicos de las expectativas de inflación de menor a mayor horizonte son de 54, 34 y 34 puntos básicos. Además, se puede observar que durante periodos de mayor incertidumbre económica la dispersión crece en todos los horizontes, característica claramente observable entre el año 2008 y 2010 (gráfica 3d). Sin embargo, este crecimiento es moderado y pasajero, evidencia de la rigidez de los agentes económicos para modificar sus previsiones.

El sesgo se interpreta como la existencia de riesgos al alza si su valor es positivo y de riesgos a la baja si su valor es negativo. Las expectativas a todos los horizontes parecen mostrar un riesgo neutro, es decir, para la mayoría de los periodos su sesgo es estadísticamente no significativo (gráfica 4). No obstante, para los horizontes de mediano y largo plazos parecen existir conjuntos de datos consecutivos en el que los especialistas pronostican riesgos al alza caracterizados por sesgos positivos (gráficas 4b y 4c), los cuales coinciden con los periodos que presentan una mayor volatilidad. Así, es posible observar periodos en los que las expectativas de inflación tuvieron una mayor incertidumbre, representados por riesgos al alza en el proceso inflacionario. Sin embargo, para la mayoría de los periodos este no fue el caso y presentaron un sesgo nulo y una volatilidad baja.

Numerosos estudios se enfocan en explorar la coherencia entre las expectativas de inflación y la teoría de expectativas racionales, entendida como la imposibilidad de obtener errores predecibles en los pronósticos. Para explorar si las expectativas de inflación cumplen con la característica definida, se realiza una serie de pruebas comúnmente utilizadas en los estudios y expuestas en Mankiw *et al.* (2003) para el caso de Estados Unidos.

Gráfica 3

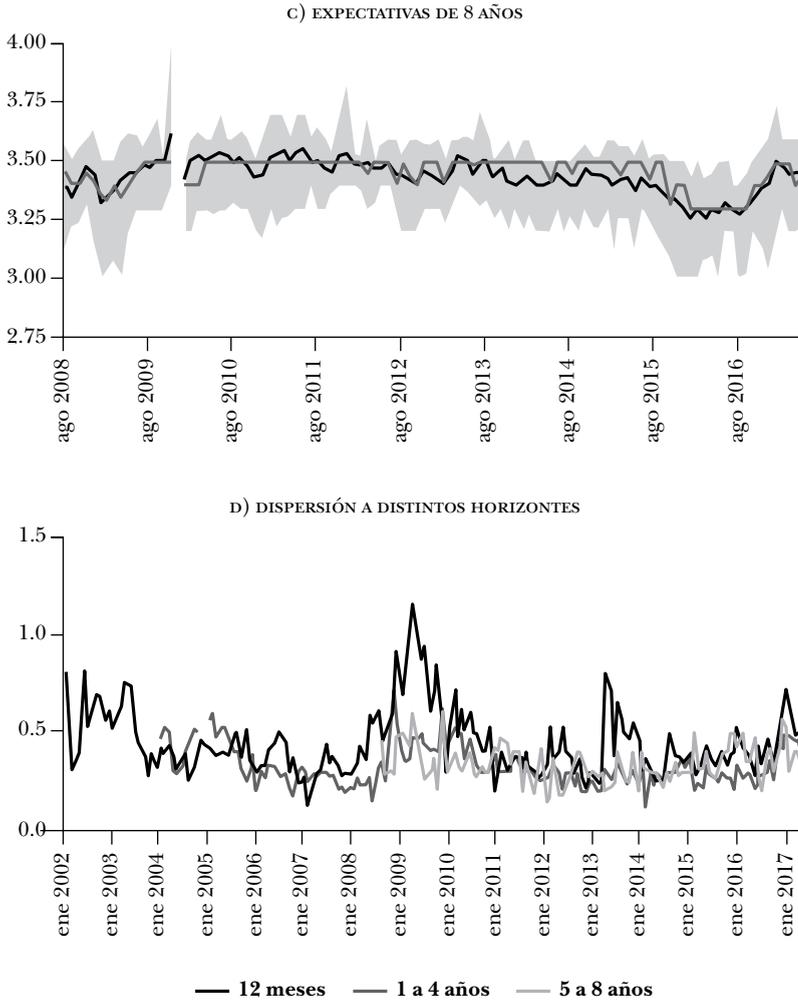
DISPERSIÓN, MEDIA Y MEDIANA DE LAS EXPECTATIVAS DE LOS ESPECIALISTAS¹



¹ Las expectativas corresponden a los meses de enero de cada año.

Gráfica 3 (cont.)

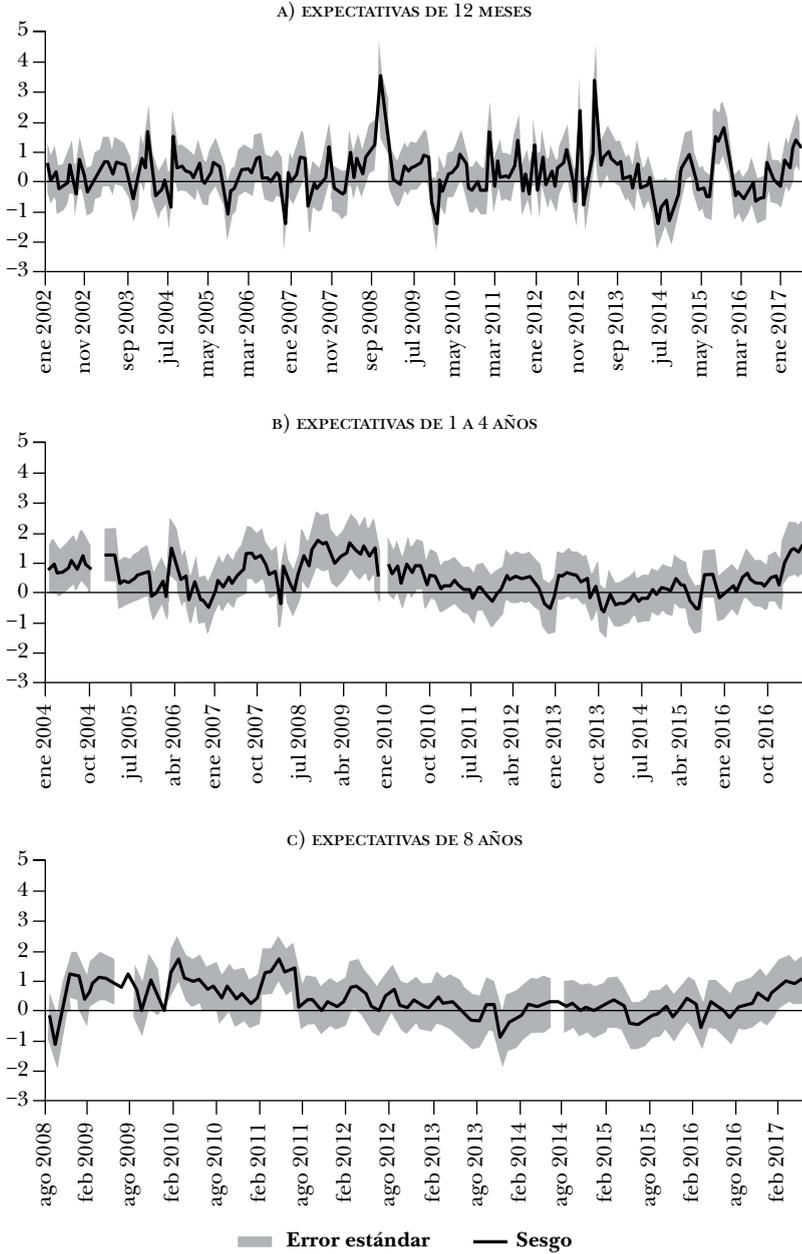
DISPERSIÓN, MEDIA Y MEDIANA DE LAS EXPECTATIVAS DE LOS ESPECIALISTAS¹



¹ Las expectativas corresponden a los meses de enero de cada año.

Gráfica 4

SESGO DE LAS EXPECTATIVAS DE INFLACIÓN



En el cuadro 1 se presentan los resultados de las pruebas sobre la racionalidad de las expectativas. En el panel A se informan los resultados de regresión de los errores de pronóstico sobre la constante. La prueba es simple y evalúa si las expectativas de inflación se encuentran centradas en el valor correcto. El valor de la constante no es significativo; por lo tanto, los errores de pronósticos de los especialistas se encuentran centrados en el valor correcto. En el panel B se evalúa si hay información disponible en las mismas expectativas para predecir los errores de pronóstico. La hipótesis nula es que la regresión no debe de poseer poder predictivo; como se puede observar, se rechaza la hipótesis nula por lo que aún hay información que se puede explotar. En el panel C se prueba si los errores de hoy pueden ser pronosticados con los errores de ayer, es decir, si hay autocorrelación. El coeficiente asociado a la autocorrelación no es estadísticamente significativo. Finalmente, en el panel D se valora si las expectativas toman en cuenta la información macroeconómica disponible para realizar los pronósticos. La hipótesis nula es que las variables macroeconómicas no deben ayudar a predecir los errores en el pronóstico. Sin embargo, la hipótesis nula se rechaza, ya que todas las variables macroeconómicas coadyuvan a la mejora de los pronósticos.

En suma, las medianas son un buen indicador de la tendencia central de las expectativas de inflación del sector privado. La dispersión es moderada y en la mayoría de los periodos el sesgo no es estadísticamente distinto de cero. En cuanto a la racionalidad de las expectativas, los pronósticos no son eficientes ya que no aprovechan la información completa de periodos anteriores ni de los datos macroeconómicos disponibles; sin embargo, no presentan sesgos y los errores en los pronósticos se desvanecen con el paso del tiempo. Es por ello que las medianas de las expectativas de inflación como medida de la tendencia central de los datos son un indicador recomendable para realizar una evaluación del anclaje de las expectativas de inflación.

Cuadro 1

PRUEBA DE LA RACIONALIDAD DE LOS PRONÓSTICOS

A. Prueba de sesgo $\pi_t - \pi_{t|t-12}^e = \alpha$

α	0.05 (0.15)
----------	----------------

B. ¿Es la información de los pronósticos totalmente explotada?

$$\pi_t - \pi_{t|t-12}^e = \alpha + \beta \pi_{t|t-12}^e$$

α	2.94 ^a (0.54)	β	-0.71 ^a (0.11)
----------	-----------------------------	---------	------------------------------

$H_0 : \alpha = \beta = 0$ valor $p=0.00$

C. ¿Son los errores de los pronósticos persistentes?

$$\pi_t - \pi_{t|t-12}^e = \alpha + \beta (\pi_{t-12} - \pi_{t|t-24}^e)$$

α	0.07 (0.46)	β	0.10 (0.15)
----------	----------------	---------	----------------

D. ¿Es la información de los datos macroeconómicos completamente explotada? $\pi_t - \pi_{t|t-12}^e = \alpha + \beta \pi_{t|t-12}^e + \gamma \pi_{t-13} + \kappa CETES + \xi IGAE$

α	4.92 ^a (0.80)	β	-1.09 ^a (0.24)	γ	-0.42 ^a (0.11)
----------	-----------------------------	---------	------------------------------	----------	------------------------------

κ	0.24 ^a (0.04)	ξ	-0.13 ^a (0.03)
----------	-----------------------------	-------	------------------------------

$H_0 : \gamma = \kappa = \xi = 0$ valor $p=0.00$

Nota: ^a, ^b y ^c denotan significancia estadística al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

5. ANÁLISIS EMPÍRICO

En un marco de credibilidad de la política monetaria, las desviaciones de la inflación de su objetivo de largo plazo deben ser transitorias. En este sentido, los agentes económicos deben percibir la desviación observada como algo pasajero que en el largo plazo convergerá a su objetivo y permanecerá ahí. No obstante, hay diversos riesgos por los que las expectativas de los agentes económicos acerca de la inflación podrían sufrir modificaciones, entre los que se encuentran: la contaminación de las expectativas de mediano y largo plazos, debido a modificaciones en la inflación contemporánea o de las expectativas de corto plazo (sensibilidad), choques a la inflación que perjudiquen el comportamiento de las expectativas en todos sus horizontes (resiliencia) o un banco central más tolerante a las desviaciones respecto de su objetivo de largo plazo (credibilidad). Por tal motivo, es importante vigilar las expectativas de inflación con el fin de detectar tempranamente una afectación adversa en las mismas. Así, el presente análisis empírico presenta una metodología completa para la evaluación de las expectativas con el fin de identificar y clasificar el tipo de afectación que pudieran sufrir las expectativas.

5.1 Sensibilidad de las expectativas

La sensibilidad de las expectativas de inflación se evalúa de dos formas distintas en esta investigación. La primera consiste en evaluar si las modificaciones del proceso inflacionario contemporáneo afectan a las expectativas de inflación acorde a Ehrmann (2015). En este sentido se espera que las expectativas de corto plazo se vean afectadas fuertemente, las de mediano plazo se vean afectadas en menor medida que las de corto plazo, y las de largo plazo no se vean afectadas. La segunda evaluación destaca que las expectativas de mediano y largo plazos no se deben afectar por cambios en las expectativas de

corto plazo. La metodología utilizada es la especificada por Łyziak y Paloviita (2017).

5.1.1 Relación de las expectativas de inflación respecto a la inflación rezagada

Si las expectativas de mediano y largo plazos se encuentran bien ancladas, cualquier movimiento en la inflación rezagada no debería afectarlas, mientras que las de corto plazo sí pueden ser afectadas por el proceso inflacionario rezagado. Para evaluar esta aseveración siguiendo la metodología de Ehrmann (2015), se estima

$$1 \quad \pi_{t|t+n}^e = \alpha + \beta\pi_{t-1} + \varepsilon_t,$$

donde: $\pi_{t|t+n}^e$ es la expectativa de inflación formada en el periodo t para el horizonte $t+n$; π_{t-1} es el rezago de la inflación; α es la constante de la regresión; β es el coeficiente del rezago de la inflación y ε_t es el error de la regresión. Si β es no significativo o muy cercano a cero, esto indicaría que las expectativas no se contaminan por el proceso de inflación.

Debido a que el anclaje de las expectativas de la inflación pudo haber sufrido modificaciones derivadas de la crisis financiera de 2008 por una menor demanda global se estima

$$2 \quad \pi_{t|t+n}^e = (1-CF)(\alpha_{ACF} + \beta_{ACF}\pi_{t-1}) + CF(\alpha_{DCF} + \beta_{DCF}\pi_{t-1}) + \varepsilon_t.$$

La variable CF representa la crisis financiera de 2008 y toma un valor de cero para cada uno de los periodos anteriores a abril de 2008 y de uno para los periodos posteriores, al igual que en Łyziak y Paloviita (2017). Como ejercicio de robustez, la ecuación 1 se estima con ventanas móviles de seis años.

El cuadro 2 presenta los resultados de las ecuaciones 1 y 2. El coeficiente del rezago de la inflación (β) para la muestra completa de las expectativas de 12 meses es significativo y toma el valor de 0.22, lo que deriva en ajustes de las expectativas ante cambios en la inflación observada. Por otro lado, para

las expectativas de mediano y largo plazos dicho coeficiente es pequeño y únicamente significativo para las expectativas de cuatro años; es decir, la inflación no parece afectar a las expectativas en horizontes más lejanos.

El coeficiente β para las expectativas en periodos posteriores a la crisis financiera de 2008 muestra una reducción considerable. En particular, el coeficiente para las expectativas de 12 meses pasa de 0.31 a 0.19, y para las expectativas de uno a cuatro años pasa de 0.18 a 0.04, siendo en ambos casos estadísticamente significativa la diferencia (cuadro 2).

Cuadro 2

RELACIÓN DE LAS EXPECTATIVAS DE INFLACIÓN RESPECTO A LA INFLACIÓN REZAGADA						
	β	R^2	β_{ACF}	β_{DCF}	R^2	$H_0: \beta_{ACF} = \beta_{DCF}$
Expectativas a 12 meses	0.22 ^a	0.36	0.31 ^a	0.19 ^a	0.38	2.71
Expectativas a cuatro años	0.06 ^a	0.20	0.18 ^a	0.04 ^b	0.35	2.93
Expectativas a ocho años	0.01	0.03	nd	nd	nd	nd

Notas: las estimaciones de mínimos cuadrados ordinarios fueron estimadas con errores estándar Newey-West. ^a y ^b denotan significancia estadística al 1% y 5%, respectivamente. El valor que se informa para la prueba de hipótesis es el estadístico t . nd indica no disponible.

La gráfica 5a muestra el coeficiente del rezago de la inflación de las regresiones de ventanas móviles de seis años, el cual ha disminuido de mayo de 2008 a mayo de 2017, hasta alcanzar valores estadísticamente no significativos a partir de junio de 2015. Por su parte, en las gráficas 5b y 5c se aprecia que entre 2015 y 2016 el coeficiente del rezago de la inflación para

las expectativas de mediano y largo plazos aumentó, aunque exhibiendo valores relativamente pequeños. Lo anterior concuerda con lo observado por Łyziak y Paloviita (2017) para los periodos posteriores a la crisis financiera de 2008.

El aumento en la sensibilidad de las expectativas de mediano y largo plazos mostrado en los últimos periodos podría ser explicado por la volatilidad exhibida en los precios de los energéticos en México debido al cambio de régimen que estos han experimentado a partir de la reforma energética. En específico, las bajas iniciales de los precios de los energéticos observadas a principios de 2015 parecen haber modificado las expectativas de largo y mediano plazos a la baja. Estas se acercaron a los valores de la meta de largo plazo de la inflación a finales de 2015, momento en que la inflación general se encontraba por debajo de su objetivo. Otra posible explicación es el aumento de la volatilidad cambiaria derivada del inicio de las precampañas electorales en Estados Unidos (EUA). En particular, entre junio de 2015 a noviembre de 2016 (del inicio de las precampañas al momento de elecciones en EUA), el peso mexicano sufrió una depreciación de aproximadamente un 25%. No obstante, el aumento en la sensibilidad observada en las expectativas de mediano y largo plazos parece de carácter transitorio; incluso, en los últimos periodos se muestra una incipiente tendencia a la baja en el coeficiente asociado a la sensibilidad (gráficas 5b y 5c).

5.1.2 Sensibilidad de las expectativas de inflación de mediano y largo plazos respecto de las de corto plazo

Si las expectativas se encuentran bien ancladas, las expectativas de mediano y largo plazo no deben de responder a los movimientos de las de corto plazo. Para examinar dicha relación se utiliza la metodología expuesta por Łyziak y Paloviita (2017). En particular, se estima

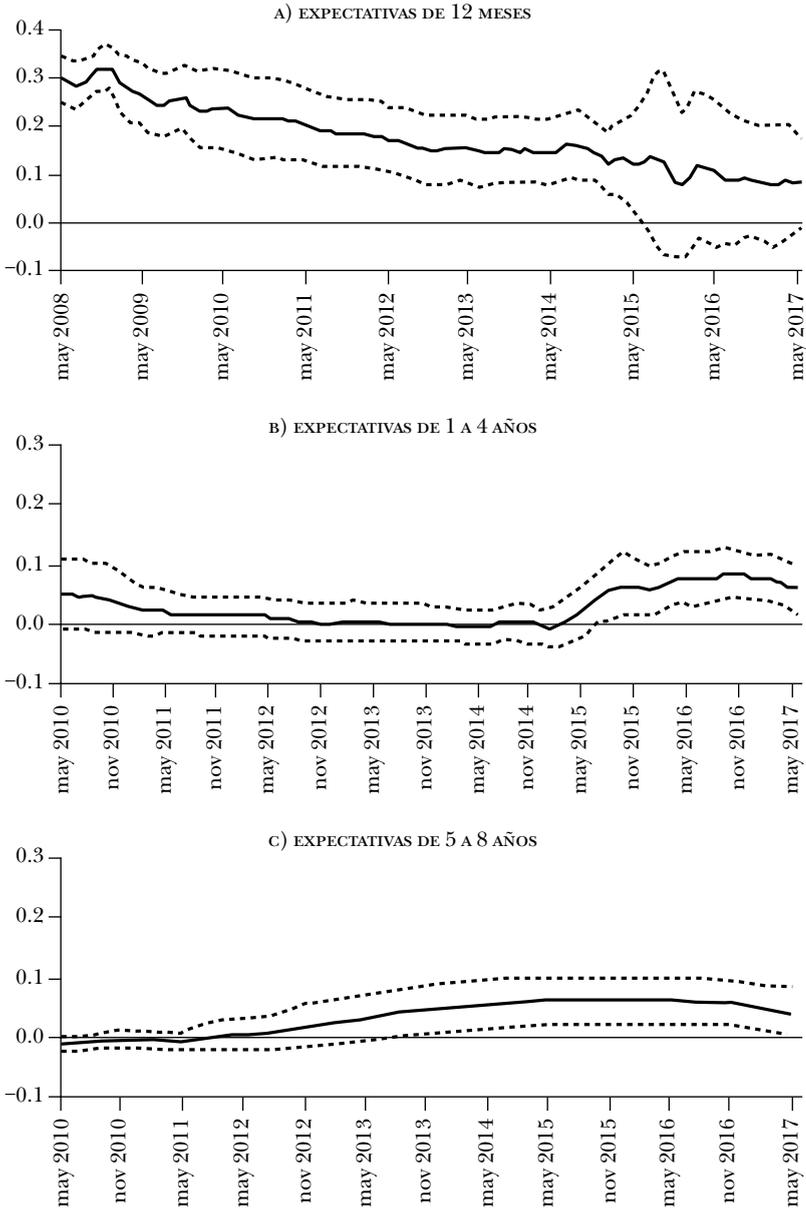
3

$$\pi_{t|t+n}^e = \alpha + \lambda \pi_{t|t+m}^e + \varepsilon_t,$$

Gráfica 5

RELACION DE LAS EXPECTATIVAS DE INFLACIÓN RESPECTO A LA INFLACIÓN REZAGADA

Ventanas móviles de 6 años (coeficiente β)



donde $\pi_{t|t+n}^e$ es la expectativa de inflación formada en el periodo t para el horizonte $t+n$; $\pi_{t|t+m}^e$ es la expectativa de inflación formada en el periodo t para el horizonte $t+m$; α es la constante de la regresión; λ es el coeficiente del rezago de la inflación y ε_t es el error de la regresión.

Es importante señalar que $t+n > t+m$, ya que la variable dependiente son las expectativas de mediano y largo plazos. Si el coeficiente λ es no significativo o cercano a cero, esto indica que las expectativas de la inflación de largo plazo son insensibles a las fluctuaciones de las expectativas de corto plazo. Debido a que la crisis de 2008 pudo haber afectado la relación de las expectativas, se estima

$$4 \quad \pi_{t|t+n}^e = (1-CF)\left(\alpha_{ACF} + \lambda_{ACF}\pi_{t|t+m}^e\right) + CF\left(\alpha_{DCF} + \lambda_{DCF}\pi_{t|t+m}^e\right) + \varepsilon_t.$$

Con estas ecuaciones podemos examinar cómo responden las expectativas de largo plazo a los ajustes en las expectativas de corto plazo. Para identificar los posibles cambios del coeficiente de las expectativas de corto plazo se estima la ecuación 3 en ventanas móviles de seis años.

Las expectativas de uno a cuatro años exhiben un coeficiente significativo, aunque relativamente pequeño, lo cual se traduce en un efecto moderado derivado del comportamiento de las expectativas de corto plazo. Más aún, el coeficiente disminuye después de la crisis financiera de 2008, en específico, este pasó de 0.49 a 0.23 (cuadro 3). Por su parte, las expectativas de largo plazo no responden a los movimientos en las expectativas de corto plazo, lo que se puede identificar como un mejor anclaje en las expectativas de inflación (cuadro 3).

Las gráficas 6a y 6b muestran el coeficiente λ asociado a las regresiones de ventanas móviles de seis años. Se observa un repunte en ambas expectativas en diciembre de 2015; mientras que en las de mediano plazo el coeficiente aumenta, en las de largo plazo pasa de ser no significativo a significativo en términos estadísticos. Las expectativas de corto plazo son afectadas por la inflación observada, por lo que probablemente la reciente inestabilidad

Cuadro 3

**RELACIÓN DE LAS EXPECTATIVAS DE INFLACIÓN DE LARGO PLAZO
RESPECTO A LAS DE CORTO PLAZO**

	λ	R^2	λ_{ACF}	λ_{DCF}	R^2	$H_0: \lambda_{ACF} = \lambda_{DCF}$
Expectativas a cuatro años	0.28 ^a	0.52	0.49 ^a	0.23 ^a	0.64	3.32
Expectativas a ocho años	0.05	0.06	nd	nd	nd	nd

Nota: Las estimaciones de mínimos cuadrados ordinarios fueron estimadas con errores estándar Newey-West. ^a denota significancia estadística al 1%. El valor que se reporta para la prueba de hipótesis es el estadístico *t*. nd indica no disponible.

de los precios de los energéticos y la volatilidad cambiaria hayan causado un efecto similar al observado en la sección previa en la relación con las expectativas de mediano y largo plazos.

5.2 Resiliencia de las expectativas ante choques en la inflación

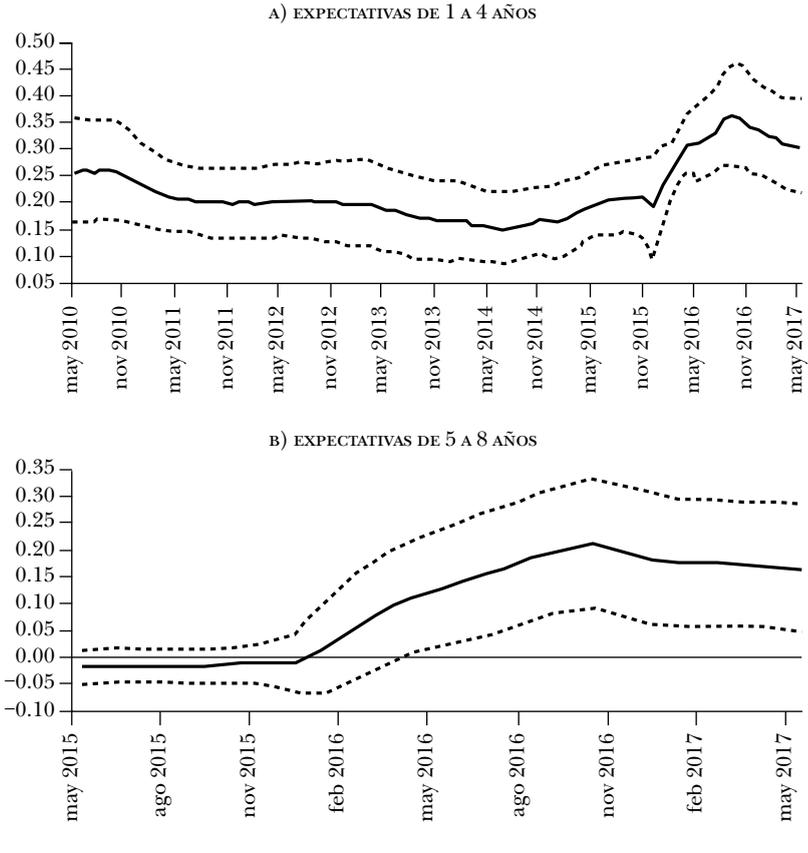
Los efectos de los choques a la inflación sobre las expectativas se registran como el efecto causado por un aumento mayor al límite de la cota superior del objetivo de inflación de largo plazo. A partir de la metodología de Mariscal *et al.* (2014) para medir el anclaje de las expectativas de inflación, y empleada por Aguilar *et al.* (2014) para calcular el efecto de los choques a la inflación, la ecuación 1 se puede modificar añadiendo algunas variables, y presentarse como

$$5 \quad \pi_{t|t+n}^e = \alpha + \beta\pi_t + \gamma\pi_{t-1|t+n}^e + \delta \max[\pi_{t-1} - \pi^{Obj}, 1] + \varepsilon_t,$$

con el fin de medir el efecto de los choques sobre las expectativas. Es importante precisar que a la ecuación 1 se le adiciona el rezago de las expectativas para denotar que el modelo se

Gráfica 6

RELACIÓN DE LAS EXPECTATIVAS DE INFLACIÓN DE LARGO PLAZO RESPECTO A LAS DE CORTO PLAZO Ventanas móviles de 6 años (coeficiente λ)



enfoca en las fluctuaciones de las expectativas de inflación. Lo anterior es más fácil de observar reacomodando la ecuación 5 como $\pi_{t|t+n}^e - \gamma\pi_{t-1|t+n}^e = \alpha + \beta\pi_t + \delta \max[\pi_{t-1} - \pi^{Obj}, 1] + \varepsilon_t$. Además, se agrega la variable $\max[\pi_{t-1} - \pi^{Obj}, 1]$ que toma el valor del rezago de la inflación menos el objetivo de largo plazo cuando dicho valor es mayor a la unidad o uno en caso contrario.

De este modo la variable introducida registra la variación de los periodos en que la inflación sobrepasó la cota superior del rango de variabilidad del objetivo de largo plazo de la inflación. En este sentido, δ es el coeficiente asociado a los choques en la inflación. Con el fin de calcular si hubo efectos más pronunciados antes o después de la crisis financiera de 2008 se estima

$$\begin{aligned}
 \text{6 } \pi_{t|t+n}^e &= (1-CF) \left(\alpha_{ACF} + \beta_{ACF} \pi_t + \gamma_{ACF} \pi_{t-1|t+n}^e + \right. \\
 &+ \delta_{ACF} \max \left[\pi_{t-1} - \pi^{Obj}, 1 \right] + \varepsilon_t \left. \right) + (CF) \left(\alpha_{DCF} + \beta_{DCF} \pi_t + \right. \\
 &+ \gamma_{DCF} \pi_{t-1|t+n}^e + \delta_{DCF} \max \left[\pi_{t-1} - \pi^{Obj}, 1 \right] + \varepsilon_t \left. \right).
 \end{aligned}$$

En el cuadro 4 se muestra el coeficiente del efecto de las expectativas a los choques de la inflación. Los coeficientes son estadísticamente no significativos para todos los horizontes de las expectativas, excepto para las expectativas a 12 meses antes de la crisis. En consecuencia, se puede inferir que los choques a la inflación no inciden en la formación de expectativas bajo la coyuntura económica actual, incluso en las expectativas a menor horizonte como lo son las de 12 meses. Además, es posible observar que los coeficientes de resiliencia (δ) para las estimaciones no son estadísticamente distintos para los periodos previos y posteriores a la crisis financiera de 2008, lo que denota la estabilidad del proceso inflacionario a partir de que la inflación se convirtió en un proceso estacionario.

Empleando regresiones de ventanas móviles de seis años se puede apreciar en la gráfica 7a que durante 2009 y hasta mediados de 2010 las expectativas de corto plazo eran afectadas al alza por las fluctuaciones de la inflación observada por arriba de la cota superior del objetivo de largo plazo de la inflación. A partir de 2010 las expectativas se mantienen insensibles ante los choques a la inflación.

Cuadro 4

	δ	R^2	δ_{ACF}	λ_{DCF}	R^2	$H_0 : \delta_{ACF} = \delta_{DCF}$
Expectativas a 12 meses	0.05	0.87	0.10 ^b	0.04	0.88	0.94
Expectativas a cuatro años	0.00	0.78	0.09	0.00	0.80	1.68
Expectativas a ocho años	-0.02	0.60	nd	nd	nd	nd

Notas: las estimaciones de mínimos cuadrados ordinarios fueron estimadas con errores estándar Newey-West. ^b Denota significancia estadística al 5%. El valor que se informa para la prueba de hipótesis es el estadístico *t*. nd indica no disponible.

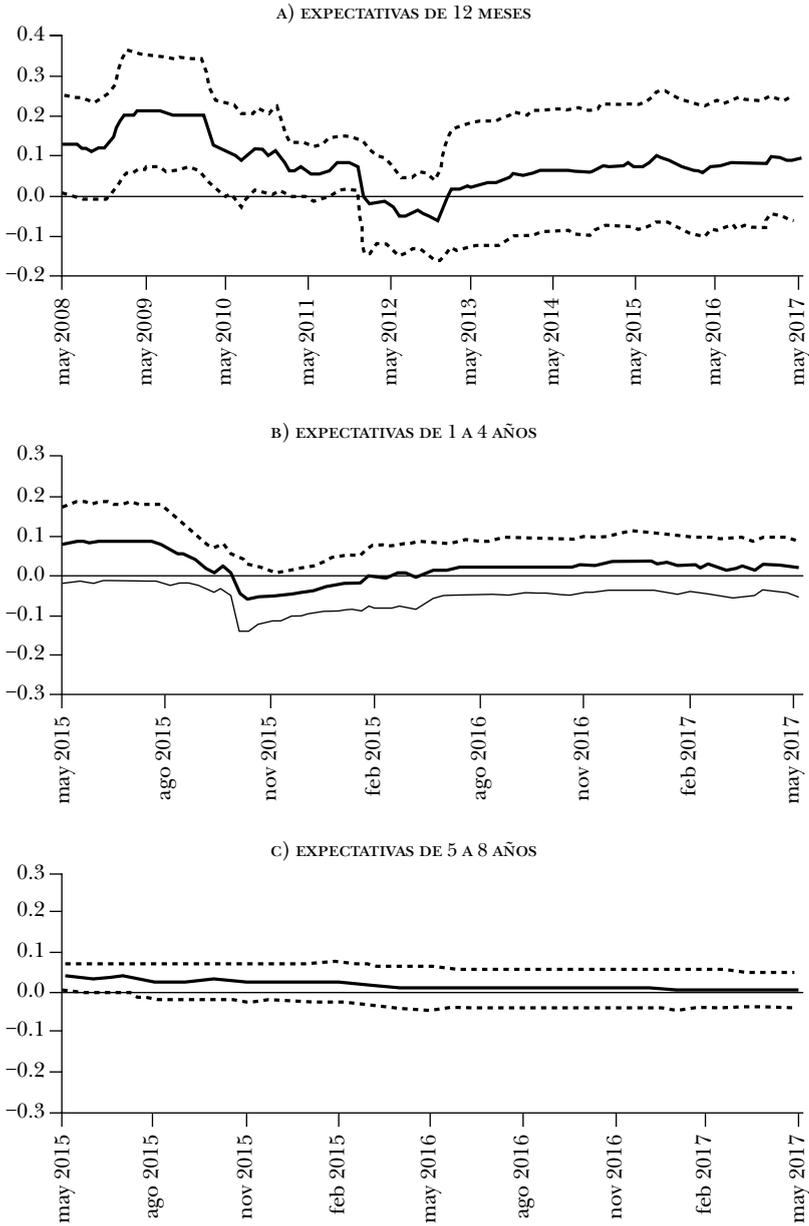
En las gráficas 7b y 7c se puede comprobar que las expectativas de mediano y largo plazos no reaccionan a la brecha entre la inflación observada y la cota superior de la meta de inflación puesto que durante la mayor parte del tiempo el coeficiente δ no es estadísticamente significativo, permitiendo con ello mostrar que las expectativas de mediano y largo plazos se encuentran bien ancladas y que los choques a la inflación no las afectan.

5.3 Credibilidad en las expectativas de inflación

En este estudio la credibilidad de las expectativas de inflación se mide como el peso que se le da al objetivo de largo plazo del banco central de acuerdo con la metodología de Bomfim y Rudbusch (2000). Además, se complementa el análisis de la credibilidad con el modelo de vectores autorregresivos propuesto por Demertzis *et al.* (2008, 2009), en el que se calcula el anclaje y la credibilidad implícita de la inflación.

Gráfica 7

RELACION DE LAS EXPECTATIVAS ANTE CHOQUES EN LA INFLACION Ventanas móviles de 6 años (coeficiente δ)



5.3.1 Credibilidad de las expectativas con objetivo de inflación de largo plazo

En esta subsección se examina cómo se afectan las expectativas de inflación respecto a la meta de largo plazo de la misma. El análisis utiliza la definición de Bomfim y Rudebusch (2000) de credibilidad de un banco central. En particular se estiman las siguientes ecuaciones.

$$7 \quad \pi_{t|t+n}^e = \delta^{Obj} \pi^{Obj} + (1 - \delta^{Obj}) \pi_{t-1} + \varepsilon_t,$$

$$8 \quad \pi_{t|t+n}^e = (1 - CF) \left(\delta_{ACF}^{Obj} \pi^{Obj} + (1 - \delta_{ACF}^{Obj}) \pi_{t-1} \right) + (CF) \left(\delta_{DCF}^{Obj} \pi^{Obj} + (1 - \delta_{DCF}^{Obj}) \pi_{t-1} \right) + \varepsilon_t,$$

donde $\pi_{t|t+n}^e$ es la expectativa de inflación formada en el periodo t para el horizonte $t+n$; π^{Obj} es el objetivo de la inflación; π_{t-1} es el rezago de la inflación; δ^{Obj} es el ponderador del objetivo inflacionario en las expectativas y ε_t es el error de la regresión.

En el cuadro 5 se advierte que el coeficiente δ^{Obj} es significativo para todos los horizontes de pronóstico y se incrementa a medida que el horizonte es mayor. Para las expectativas de corto plazo δ^{Obj} toma un valor de 0.42, para las de mediano plazo la cifra se ubica en 0.66 y para las de largo plazo es de 0.76. Los resultados son un claro indicio de que el anclaje de las expectativas se encuentra influido por la comunicación de la meta de largo plazo de la inflación.

Aunado a lo anterior, es importante subrayar que el coeficiente δ^{Obj} muestra un aumento respecto al valor que reflejaba previo a la crisis de 2008 en las expectativas de corto y mediano plazos, lo que se debe, en buena medida, a las herramientas de comunicación que ha utilizado el banco central en el último decenio.

En las gráficas 8a y 8b, donde se emplean regresiones móviles de seis años, se puede observar que el ponderador asociado al objetivo de largo plazo para las expectativas de corto

Cuadro 5

CREDIBILIDAD DE LAS EXPECTATIVAS CON OBJETIVO DE INFLACIÓN

	δ^{Obj}	δ_{ACF}^{Obj}	δ_{DCF}^{Obj}	$H_0: \delta_{ACF}^{Obj} = \delta_{DCF}^{Obj}$
Expectativas a 12 meses	0.42 ^a	0.36 ^a	0.47 ^a	-1.73
Expectativas a cuatro años	0.66 ^a	0.53 ^a	0.70 ^a	-3.99
Expectativas a ocho años	0.76 ^a	nd	nd	nd

Notas: las estimaciones de mínimos cuadrados ordinarios fueron estimadas con errores estándar Newey-West. ^a denota significancia estadística al 1%. El valor que se informa para la prueba de hipótesis es el estadístico *t*. nd indica no disponible.

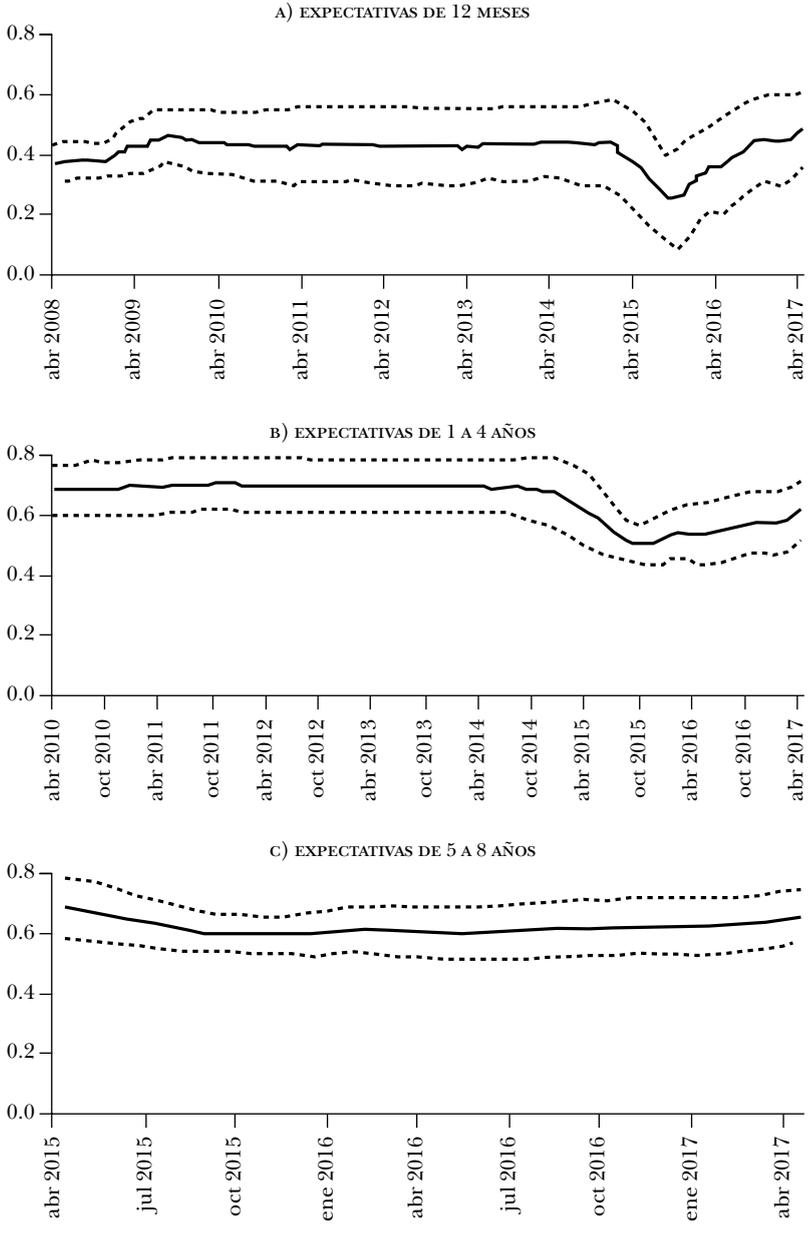
y mediano plazos se ha mantenido relativamente estable la mayor parte del tiempo, aunque mostró una disminución a principios de 2015, lo cual se podría explicar por el entorno económico volátil nacional e internacional. Sin embargo, es importante notar que dicho coeficiente ha vuelto a valores similares a los registrados antes de 2015 en ambas expectativas. Por otro lado, la gráfica 8c muestra que δ^{Obj} se ha mantenido sin cambio para las expectativas de largo plazo, lo cual se puede interpretar como que las expectativas de largo plazo se fijan en gran medida con base en el objetivo de inflación.

5.3.2 Credibilidad de las expectativas según un enfoque de vectores autorregresivos

En esta subsección se utiliza un modelo de vectores autorregresivos siguiendo la metodología de Demertzis *et al.* (2008, 2009) para evaluar el anclaje implícito de las expectativas de inflación. En particular, se evalúan las expectativas de largo plazo en conjunto con la inflación actual. Al ser un modelo de

Gráfica 8

CREDIBILIDAD DE LAS EXPECTATIVAS CON OBJETIVO DE INFLACIÓN Ventanas móviles de 6 años (coeficiente δ)



vectores autorregresivos se intenta explorar la interdependencia de ambas variables suponiendo que estas se encuentran intrínsecamente relacionadas. El modelo busca medir la credibilidad de las políticas monetarias, ya que si las variables muestran una baja relación entre ellas esto significaría que las expectativas se encuentran bien ancladas. Debido a que se utiliza una descomposición de Cholesky para identificar al modelo, el orden de las variables es importante. Con el fin de ser congruente con el desarrollo mostrado hasta ahora en el que la inflación no afecta a las expectativas de manera contemporánea, el orden empleado en el VAR es primero especificar la ecuación de las expectativas de inflación seguida de la ecuación de inflación. La selección de los rezagos se basa en el criterio de Schwarz. En particular, se evaluó cada uno de los modelos de 1 a 12 rezagos eligiendo entre ellos el más parsimonioso. El número de rezagos óptimos para todos los modelos es de dos. La generalización del modelo estimado es la siguiente:

$$9 \quad \pi_{t+n}^e = \gamma_0 + \gamma_1 \pi_{t-1} + \dots + \gamma_p \pi_{t-p} + \theta_1 \pi_{t-1|t+n-1}^e + \dots + \theta_p \pi_{t-p|t+n-p}^e + \varepsilon_{1t},$$

$$10 \quad \pi_t = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_{t-1} + \dots + \alpha_p \pi_{t-p} + \beta_1 \pi_{t-1|t+n-1}^e + \dots + \beta_p \pi_{t-p|t+n-p}^e + \varepsilon_{2t}.$$

La solución de largo plazo para las ecuaciones 9 y 10 es la siguiente:

$$\pi = \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1 - \dots - \alpha_p} + \frac{\beta_1 + \dots + \beta_p}{1 - \alpha_1 - \dots - \alpha_p} \pi^e,$$

$$\pi^e = \frac{\gamma_0}{1 - \theta_1 - \dots - \theta_p} + \frac{\gamma_1 + \dots + \gamma_p}{1 - \theta_1 - \dots - \theta_p} \pi.$$

Las soluciones para la inflación implícita y la credibilidad son:

$$\lambda \pi^* = \frac{\gamma_0}{1 - \theta_1 - \dots - \theta_p},$$

$$1 - \lambda = \frac{\gamma_1 + \dots + \gamma_p}{1 - \theta_1 - \dots - \theta_p}.$$

Despejando y reacomodando las expresiones se obtiene que

$$\pi^* = \frac{\gamma_0}{1 - \theta_1 - \dots - \theta_p - \gamma_1 - \dots - \gamma_p},$$

$$\lambda = 1 - \frac{\gamma_1 + \dots + \gamma_p}{1 - \theta_1 - \dots - \theta_p}.$$

En el cuadro 6 se muestra el anclaje implícito de las expectativas de inflación para los tres horizontes y se observa que para todos ellos el valor estimado es relativamente cercano a la meta de largo plazo del 3%, fijada por el Banco de México, siendo el valor más cercano al 3% el correspondiente a las expectativas de largo plazo.⁷ Por otro lado, el peso correspondiente del anclaje implícito de las expectativas es creciente con respecto al horizonte de las expectativas. Así, para las expectativas de corto plazo dicho valor se ubica en 0.74, para las de mediano plazo la cifra es de 0.92 y, para las de largo plazo es de 0.95. En este sentido, la evidencia sugiere que la importancia relativa de la dinámica del anclaje implícito es mayor a medida que crece el horizonte de tiempo de las previsiones.

Aunado a lo anterior, se lleva a cabo un análisis previo y posterior a la crisis financiera de 2008, del cual resulta que posterior a la crisis financiera el peso que se le asigna a las expectativas aumenta para todos los horizontes de predicción, lo que sugiere que la credibilidad del banco central ha aumentado en el último decenio.

En la gráfica 9 se aprecian las respuestas de las expectativas de corto, mediano y largo plazos ante un choque en la inflación de una desviación estándar. La respuesta de corto plazo es estadísticamente significativa cinco meses después de ocurrido el choque y tornándose no significativa 18 meses después del mismo. Por su parte, la respuesta de mediano plazo es significativa tres meses después del choque y aproximadamente un año

⁷ Los resultados de la inflación implícita y la credibilidad se mantienen estables modificando el número de rezagos.

Cuadro 6

ANCLAJE IMPLÍCITO Y SU PESO CORRESPONDIENTE EN LA FORMACIÓN DE EXPECTATIVAS				
<i>Muestra</i>		<i>Completa</i>	<i>Precrisis</i>	<i>Poscrisis</i>
Expectativas a 12 meses	π^*	3.79	3.67	3.85
	λ	0.74	0.63	0.75
Expectativas a cuatro años	π^*	3.52	3.42	3.52
	λ	0.92	0.74	0.95
Expectativas a ocho años	π^*	3.4	nd	nd
	λ	0.95	nd	nd

Nota: el número de rezagos óptimo fue obtenido por el criterio de Schwarz. El valor que se informa para la prueba de hipótesis es el estadístico t .

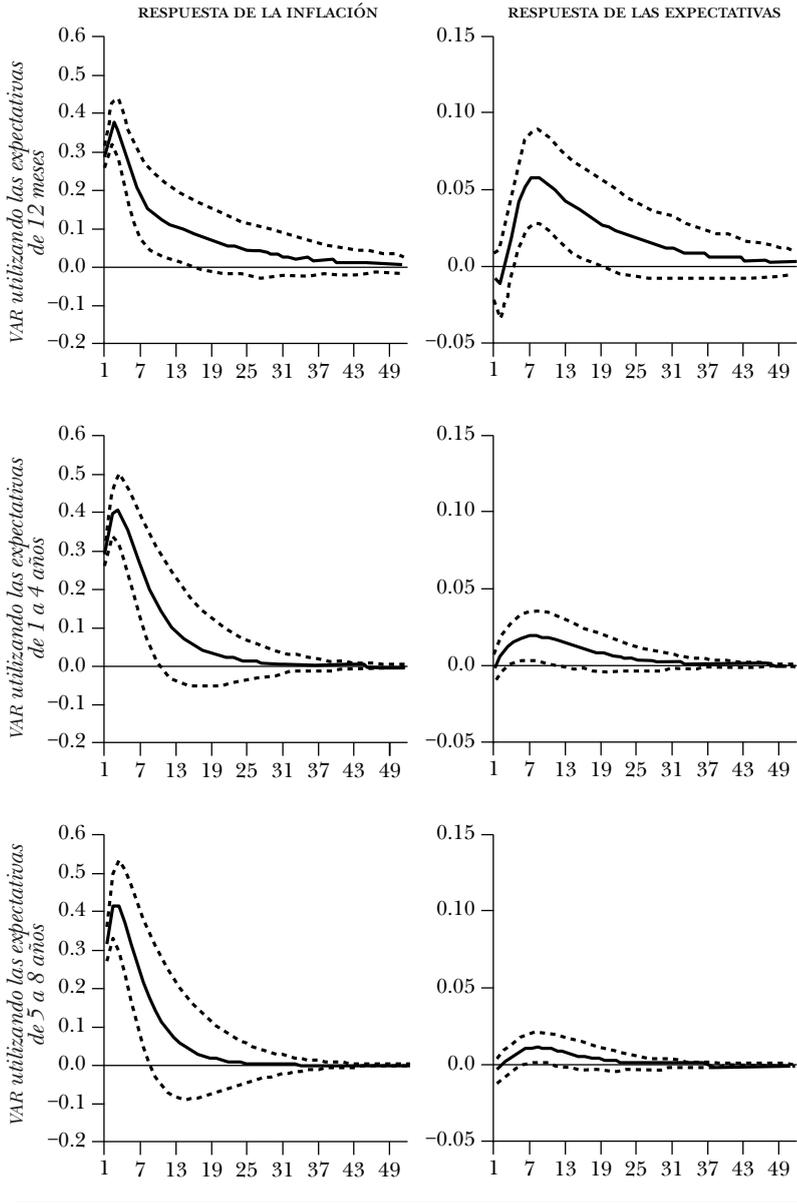
después su efecto es no significativo. Por último, la respuesta de las expectativas de largo plazo ante un choque en la inflación muestra un comportamiento similar a la respuesta de mediano plazo, aunque en una magnitud menor. En síntesis, el comportamiento de las respuestas al impulso en distintos horizontes se puede resumir en choques que se disuelven más rápidamente y en efectos menores de la inflación sobre las expectativas a medida que el horizonte de las expectativas crece.

La velocidad con que las respuestas al impulso a distintos horizontes se tornan no significativas se podría deber al rezago con el que opera la política monetaria; es decir, los agentes económicos esperan que ante un choque a la inflación el banco central actúe de manera coherente para contrarrestar el impacto del choque. La velocidad del ajuste entonces dependería de la persistencia de las expectativas ante los distintos choques, de la estructura de la economía, de las rigideces nominales y reales, así como de la credibilidad de los agentes económicos en el banco central. No obstante, con un régimen de metas de inflación creíbles como el de México, se espera que los choques se diluyan y que las respuestas al impulso eventualmente converjan a cero.

Gráfica 9

MUESTRA COMPLETA, 2002:01-2017:03

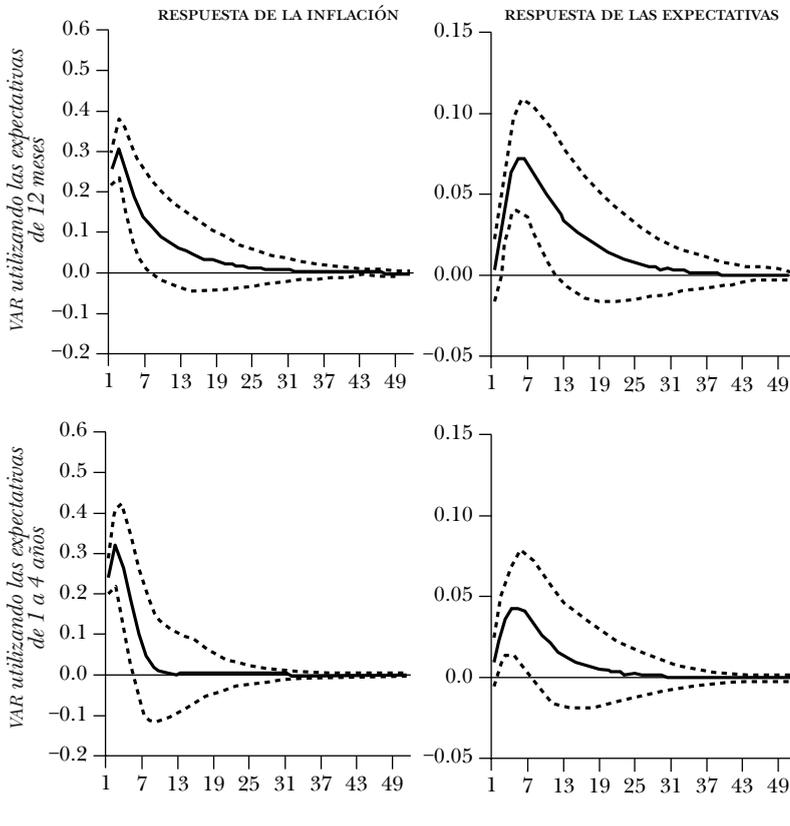
Respuesta de la inflación y las expectativas
ante un choque de una desviación estándar a la inflación



En la gráfica 10 se puede observar que el ejercicio de vectores autorregresivos previo a la crisis financiera de 2008 arroja resultados similares al ejercicio que considera la muestra completa, dejando entrever que para las expectativas de mediano plazo el choque se diluye en la mitad del tiempo que para las expectativas de 12 meses. Además, la magnitud del choque, al igual que en las respuestas para la muestra completa, es menor a medida que el horizonte de las expectativas avanza.

Gráfica 10

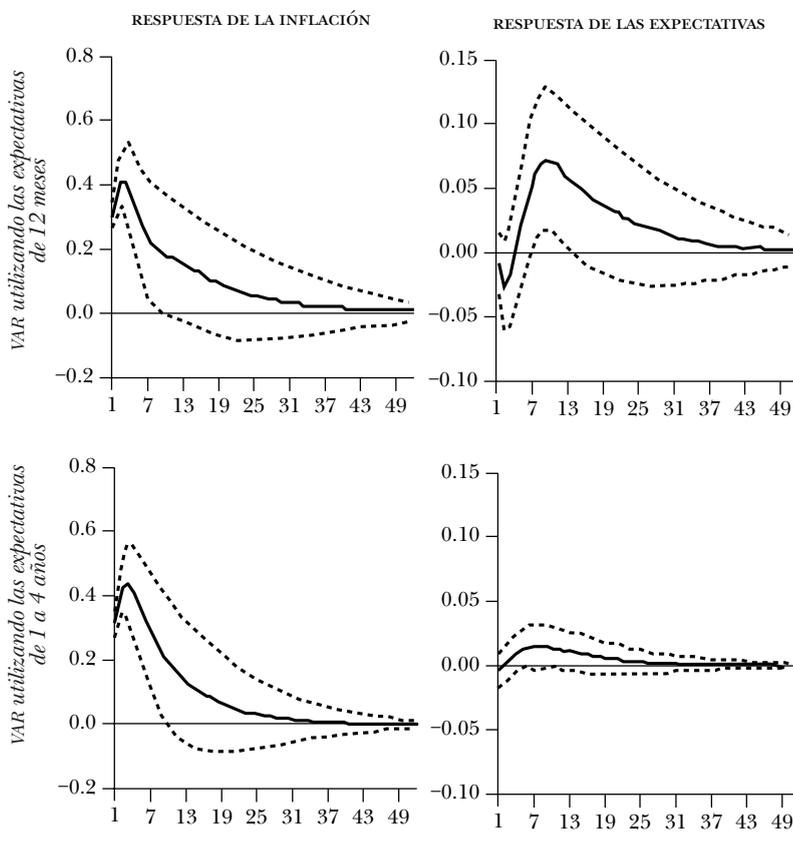
MUESTRA PRECRISIS, 2002m01-2008m03
 Respuesta de la inflación y las expectativas
 ante un choque de una desviación estándar a la inflación



Realizando el ejercicio para el periodo posterior a la crisis financiera se observa que para las expectativas de corto plazo se reduce el periodo en que las expectativas responden a la inflación. Además, la magnitud del choque es menor. Por su parte, la respuesta de las expectativas de mediano plazo ante un choque de la inflación es prácticamente no significativa para todos los periodos. Los resultados reflejan un mayor nivel de anclaje de las expectativas en el periodo posterior a 2008 (gráfica 11).

Gráfica 11

MUESTRA POSCRISIS, 2008m04-2017m03
 Respuesta de la inflación y las expectativas
 ante un choque de una desviación estándar a la inflación



6. CONCLUSIÓN

En este estudio se evaluó el anclaje de las expectativas de inflación introduciendo una nueva clasificación acorde a la característica estudiada mediante métodos econométricos. En particular, se examinaron tres dimensiones del anclaje: la sensibilidad, la resiliencia y la credibilidad para el periodo comprendido entre enero de 2002 y mayo de 2017, así como para dos submuestras divididas por la crisis financiera de 2008.

Los resultados muestran que las expectativas de corto plazo son las más sensibles, seguidas por la de mediano plazo, mientras que las de largo plazo no se ven afectadas por movimiento en la inflación. Asimismo, destaca que las expectativas de mediano y largo plazos después de la crisis financiera de 2008 son menos sensibles tanto a la inflación rezagada como a las expectativas de corto plazo.

Se presentó evidencia de que los choques a la inflación no afectan a la formación de expectativas de mediano y largo plazos, mientras que las expectativas de corto plazo son resilientes a los choques a partir de 2010 de acuerdo con el análisis de ventanas móviles. Por su parte, la credibilidad del Banco de México respecto al objetivo de inflación de largo plazo parece haber aumentado tras el periodo de la crisis financiera de 2008 a pesar de la gran volatilidad en los mercados.

Es evidente que el análisis del anclaje utilizando las dimensiones de sensibilidad, resiliencia y credibilidad facilita tanto el estudio como el informe de resultados. Sin embargo, este artículo no provee una guía acerca de cuál de estas dimensiones es la de mayor relevancia en relación con los riesgos de desanclaje. Es por ello que futuros estudios se podrían enfocar en evaluar los riesgos asociados a cada una de estas dimensiones con el fin de reducir los costos de seguimiento.

Bibliografía

- Acosta, Marco A. (2018) “Un análisis de cambio estructural en la persistencia de la inflación en México usando la regresión cuantílica”, *El Trimestre Económico*, vol. 85 núm. 337, pp. 169-193, <DOI: <http://dx.doi.org/10.20430/ete.v85i337.663>>.
- Aguilar, Ana María, Gabriel Cuadra, Claudia Ramírez Bulos y Daniel Sámano Peñaloza (2014), “Anclaje de las expectativas de inflación ante choques de oferta adversos”, *Monetaria*, vol. 36, núm. 1, pp. 55-89.
- Bernanke, Ben S., Thomas Laubach, Frederic Mishkin, y Adam S. Posen (1999), *Inflation Targeting. Lessons from the International Experience*, Princeton University Press.
- Bomfim, Antulio, y Glenn D. Rudebusch (2000), “Opportunistic and Deliberate Disinflation under Imperfect Credibility”, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 32, núm. 4 (parte 1), noviembre, pp. 707-72, < DOI: 10.2307/2601179>.
- Capistrán, Carlos, Raúl Ibarra-Ramírez y Manuel Ramos-Francia (2011), *El traspaso de movimientos del tipo de cambio a los precios: un análisis para la economía mexicana*, Documento de Investigación, núm. 2011-12, Banco de México.
- Carrera, César (2012), “Estimating Information Rigidity Using Firms’ Survey Data”, *The B.E. Journal of Macroeconomics*, vol. 12, núm. 1, artículo 13, <DOI:10.1515/1935-1690.2377>.
- Chiquiar, Daniel, Antonio E. Noriega, y Manuel Ramos-Francia (2007), *Un enfoque de series de tiempo para probar un cambio en persistencia de la inflación: la experiencia de México*, Documento de Investigación, núm. 2007-01, Banco de México.
- Corbo, Vittorio, Óscar Landerretche y Klaus Schmidt-Hebbel (2001), “Assessing Inflation Targeting after a Decade of World Experience”, *International Journal of Finance & Economics*, vol. 6, núm. 4, pp. 343-368, <<https://doi.org/10.1002/ijfe.165>>.
- Cortés Espada, Josué (2013), “Una estimación del traspaso de las variaciones en el tipo de cambio a los precios en México”, *Monetaria*, vol. 35, núm. 2, pp. 311-344.
- Cortés Espada, Josué, José Antonio Murillo y Manuel Ramos-Francia (2011), *Evidencia de los micro-datos del INPC respecto al proceso de formación de precios: parte I*, mimeo.
- Demertzis, Maria, Massimiliano Marcellino y Nicola Viegi (2008), *A Measure for Credibility: Tracking US Monetary Developments*, CEPR Discussion Paper, núm. 7036, Center for Economic Policy Research.

- Demertzis, Maria, Massimiliano Marcellino y Nicola Viegi (2009), *Anchors for Inflation Expectations*, De Nederlandsche Bank Working Paper, núm. 229.
- Ehrmann, Michael (2015), “Targeting Inflation from Below: How Do Inflation Expectations Behave?”, *International Journal of Central Banking*, vol. 11, núm. S1, pp. 213-249.
- Gagnon, Etienne (2009), “Price Setting During Low and High Inflation: Evidence from Mexico”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 124, núm. 3, pp. 1221-1263.
- García-Verdú, Santiago (2012), *Evolución de las expectativas de inflación en México*, Documento de Investigación, núm. 2012-06, Banco de México.
- Levin, Andrew, Fabio M. Natalucci, y Jeremy M. Piger (2004), “The Macroeconomic Effects of Inflation Targeting”, *Review-Federal Reserve Bank of Saint Louis*, vol. 86, núm. 4, pp. 51-80.
- Lyziak, Tomasz, y Maritta Paloviita (2017), “Anchoring of Inflation Expectations in the Euro Area: Recent Evidence Based on Survey Data”, *European Journal of Political Economy*, vol. 46, enero, pp. 52-73, <<https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2016.11.001>>.
- Mankiw, N. Gregory, Ricardo Reis, y Justin Wolfers (2003), “Disagreement about Inflation Expectations”, *NBER Macroeconomics Annual*, vol. 18, pp. 209-248, <<http://www.jstor.org/stable/3585256>>.
- Mariscal, Rodrigo, Andrew Powell y Pilar Tavella (2014), *On the Credibility of Inflation Targeting Regimes in Latin America*, IDB Working Paper series, núm. IDB-WP-504.
- Ramos-Francia, Manuel, y Alberto Torres (2005), *Reducción de la inflación a través de un esquema de objetivos de inflación: la experiencia mexicana*, Documento de Investigación, núm. 2005-01, Banco de México.

Estimación y pronóstico del riesgo de incumplimiento: evidencias para Jamaica

*Andrene Senior
Sherene A. Bailey*

Resumen

Con el método de los momentos generalizados se evalúa el efecto de los factores macroeconómicos en el riesgo de incumplimiento de los bancos de Jamaica que cotizan en bolsa y de los operadores de valores y títulos durante el periodo de diciembre de 2004 a junio de 2016. El riesgo de incumplimiento se registra con una medida de la distancia desde el incumplimiento, la cual se computa usando un modelo del tipo de Merton, basado en opciones. Este indicador da seguimiento a cabalidad a la experiencia de incumplimiento de los bancos de Jamaica que cotizan en bolsa y de los operadores de valores durante fechas importantes del periodo de muestra. Los resultados de la estimación del modelo revelaron que el crecimiento del producto interno bruto, la inflación, la tasa de desempleo, el crecimiento del crédito interno del sector privado, así como el tipo de cambio real efectivo tienen un efecto estadísticamente significativo sobre el desempeño de la medida de la distancia hasta el incumplimiento. Como tal, los hallazgos econométricos validan la sensibilidad de la medida de fragilidad a la variabilidad de variables macroeconómicas clave. El modelo se usó también para proyectar la medida de la distancia hasta el incumplimiento con una anticipación de

A. Senior<andrene.senior@boj.org.jm>, y S. A. Bailey<sherene.boj.org.jm>, Departamento de Estabilidad Financiera, Banco de Jamaica. Las opiniones expresadas son las de los autores y no necesariamente reflejan las del Banco de Jamaica.

seis trimestres, ya que esto ayudará a la formulación de políticas para mitigar los riesgos sistémicos en el sector financiero. Los resultados del pronóstico mostraron menos volatilidad y menor riesgo de incumplimiento general para los bancos de Jamaica y para los operadores de valores debido a la proyección de una mejora en diversos indicadores macroeconómicos.

Palabras clave: riesgo de incumplimiento, pronósticos, factores macroeconómicos.

Clasificación JEL: E17, F4.

Abstract

This paper employs the generalized method of moments estimation technique to evaluate the impact of macroeconomic factors on bank default risk for listed Jamaican banks and securities dealers over the period December 2004 to June 2016. Default risk is captured by a distance to default measure which is computed using a Merton type, option-based model. This indicator accurately tracks the default experience of listed Jamaican banks and securities dealers over important dates throughout the sample period. The estimation results of the model revealed that gross domestic product growth, inflation, unemployment rate, growth in domestic private sector credit as well as the real effective exchange rate have a statistically significant impact on the performance of the distance to default measure. As such, the econometric findings validate the sensitivity of the fragility measure to the variability of key macroeconomic variables. The model was also utilized to forecast the distance to default measure six-quarters ahead, as this will aid in the formulation of policy to mitigate systemic risks in the financial sector. The forecast results showed less volatility and lower overall default risk for Jamaican banks and securities dealers due to the projected improvement in various macroeconomic indicators.

Keywords: default risk, forecasting, macroeconomic factors.

JEL classification: E17, F4.

1. INTRODUCCIÓN

Durante los últimos decenios, y a raíz de frecuentes episodios de perturbaciones generalizadas, la estabilidad financiera se ha convertido en un objetivo cada vez más importante para quienes formulan la política económica. Los momentos de trastornos profundos en el sistema bancario se han dado no sólo en economías emergentes y en desarrollo sino también en países avanzados industrializados, tales como Estados Unidos y Japón. En muchos casos, las calamidades del sector bancario resultaron en grandes pérdidas de riquezas y llevaron a alteraciones en la oferta del crédito dentro de la economía. Además, la resolución de estas crisis frecuentemente ha significado una gran carga para los fondos públicos. Estas graves consecuencias subrayan el valor de los indicadores que señalan la probabilidad de los problemas del sector bancario antes que estos se presenten realmente y por lo tanto representan un aspecto importante para una eficaz supervisión bancaria y del mercado financiero.

El enfoque para la elaboración de medidas ante la perturbación del sistema financiero ha cambiado con los años y el foco de atención ha pasado del examen exclusivo de los indicadores microprudenciales a también incorporar las dimensiones macroprudenciales de la estabilidad. Con ese telón de fondo, ha habido una atención creciente en las advertencias tempranas y en las medidas prospectivas que puedan dar señales del riesgo de incumplimiento de instituciones individuales, así como del sistema. Estas medidas son útiles para identificar la acumulación de riesgos y las vulnerabilidades potenciales y facilitarían y permitirían una reacción oportuna por parte de las autoridades pertinentes ante cualquier debilidad del sector financiero que pudiera surgir. Una de estas medidas cuantitativas de estabilidad financiera es la distancia hasta el incumplimiento, que utilizan cada vez una serie de bancos centrales e instituciones financieras internacionales. Es un indicador de riesgo de incumplimiento ampliamente usado y es una medida

del riesgo basada en el mercado que emplean bancos y corporaciones no financieras que registra la probabilidad de que los valores de mercado de los activos de una empresa caigan por debajo del valor de su deuda.¹ Las medidas de riesgo basadas en el mercado tienen como objetivo complementar los análisis más tradicionales basados en estados financieros y en resúmenes de ingresos y gastos, con la ventaja agregada del uso de información prospectiva incorporada a los precios de los títulos. Los estudios empíricos demuestran que la distancia hasta el incumplimiento anticipa correctamente las degradaciones en la calificación de los bancos tanto en países desarrollados como en países de mercados emergentes. También hay respaldo empírico para utilizar la distancia hasta el incumplimiento de las instituciones financieras como herramienta para pronosticar dificultades para un banco.

En cuanto a Jamaica, y con base en un estudio realizado por Lewis (2010), se computaron las estimaciones de la distancia hasta el incumplimiento y de la probabilidad de incumplimiento para instituciones financieras que cotizan en bolsa y gubernamentales de los sectores bancario y no bancario de Jamaica durante el periodo de 2005 a 2010. Los resultados destacan el hecho de que estas estimaciones sirven como un indicador de alerta temprana de vulnerabilidades macrofinancieras durante periodos de perturbación. Mingione (2011) utilizó también un análisis de componentes principales para pronosticar los índices de vulnerabilidad financiera para el sector bancario de Jamaica. Halló que el modelo de análisis de los componentes principales lleva a predicciones más exactas sobre el periodo de validación usando un índice de vulnerabilidad agregado. Según la bibliografía, el pronóstico de estas medidas resulta útil para permitir que los responsables de elaborar la política económica y los participantes del sistema financiero tengan una mejor vigilancia del grado de estabilidad financiera, así

¹ Ver Tudela y Young (2003) y Chan-Lau (2006).

como la capacidad de anticipar las fuentes y causas de tensión financiera en el sistema.

Este documento se basa en un trabajo anterior sobre Jamaica que investigaba los factores macroeconómicos que afectan las medidas de distancia hasta el incumplimiento de los bancos. El documento ofrece también un pronóstico anticipado en seis trimestres de la distancia hasta el incumplimiento de estas instituciones usando la técnica de estimación del método de los momentos generalizados (MMG), a fin de calibrar el grado de solvencia y los riesgos sistémicos dentro del sector bancario. El documento se organiza de la siguiente manera: la sección 2 brinda un panorama de la bibliografía del efecto de los factores macroeconómicos en la distancia hasta el incumplimiento de las instituciones. En la sección 3, se presenta un resumen de la metodología de la distancia hasta el incumplimiento, así como las tendencias en la medida para las instituciones financieras que cotizan en la Bolsa de Valores de Jamaica. La sección 4 ofrece un breve recuento de los datos usados en el estudio, así como la técnica de estimación empleada, mientras que la sección 5 expone los hallazgos del modelo. La conclusión y las implicaciones de política se presentan en la sección 6.

2. REVISIÓN DE LA BIBLIOGRAFÍA

Bernoth y Pick (2009) pronosticaron el riesgo sistémico tomando en cuenta las vinculaciones dentro del sector financiero, independientemente de si se producen por vinculaciones financieras directas o por choques comunes al sistema financiero. El estudio combina el uso de factores comunes no observables y variables observables para pronosticar en un conjunto de datos de panel que abarca a 211 bancos y 120 empresas aseguradoras en 21 países. Más específicamente, analiza la importancia de la cantidad de variables macroeconómicas y factores no observables sobre el desempeño de los bancos y las aseguradoras. Ante este panorama, se realizó una investigación del desempeño en el pronóstico de los modelos macroeconómicos

y aumentados con un factor de la fragilidad de los bancos y las empresas aseguradoras. Además, dado que se analizó el desempeño de las empresas en dos industrias y en regiones diferentes, se realizó un examen de la importancia de los factores regionales, específicos de la industria o mundiales en la proyección de la fragilidad financiera.

Además, el estudio utilizó la distancia hasta el incumplimiento como la medida del desempeño de los bancos y empresas aseguradoras. Se basa en el modelo de fijación de precios de opción teórica de Merton (1974). Una ventaja de la distancia hasta el incumplimiento es que combina información sobre la rentabilidad de las acciones con información sobre el apalancamiento y la volatilidad y es por lo tanto un indicador más eficiente del riesgo de incumplimiento que los simples indicadores que se basan en las cotizaciones del capital accionario.²

Las variables explicativas incluidas en el modelo son la tasa de crecimiento del rendimiento de los bonos a 10 años, la producción industrial, la inflación, el crédito interno, los rendimientos sobre el capital, el tipo de cambio real efectivo, la tasa de desempleo, la relación precio-ganancia y el índice de volatilidad cambiaria de Chicago. Los resultados indicaron que los factores comunes no observados desempeñan un papel importante, en particular tomando en cuenta que los factores no observados llevan a una reducción de hasta un 11% en la raíz del error cuadrático medio (RECM) de los pronósticos de la distancia hasta el incumplimiento de las empresas individuales. El riesgo sistémico puede también pronosticarse mejor, ya que el RECM agregado se reduce en un 29% en los pronósticos anticipados en un trimestre y en un 23% en proyecciones para cuatro trimestres adelante.

Laurin y Martynenko (2009) examinaron cuantitativamente la relación entre la probabilidad de incumplimiento corporativo y la información macroeconómica usando análisis de datos de panel. Realizaron también una comparación cuantitativa

² Ver Vassalou y Xing (2004).

de la probabilidad de incumplimiento entre distintos índices bursátiles de Suecia con base en la capitalización de mercado. Las empresas se segmentaron por su capitalización de mercado. Más específicamente, se usó un índice de alta capitalización con empresas cuya capitalización de mercado era de 1,000 millones de euros, un índice de capitalización media que incluía a empresas con capitalización de mercado de más de 150 millones de euros, pero menos de 1,000 millones de euros, y un índice de capitalización baja que abarcaba a empresas con capitalización de hasta 150 millones de euros. Las variables explicativas usadas fueron el índice de producción industrial interna, el índice de precios al consumidor, la tasa nominal de los bonos del Tesoro a tres meses (R3M), el crecimiento del PIB, la tasa de desempleo, el tipo de cambio, el índice de cotizaciones bursátiles y una medida de volatilidad bursátil. Se estima también un modelo autorregresivo con una distancia hasta el incumplimiento con un año de rezago.³

Aparentemente los resultados de la regresión de datos de panel para las empresas de capitalización alta y para las de media y pequeña fueron similares. Se observa que el índice de producción industrial con rezago de un año y el tipo de cambio con rezago de un año tuvieron un efecto negativo sobre la probabilidad del incumplimiento. Se encontró que la tasa de interés y la tasa de interés con rezago de un año tiene un efecto positivo sobre la probabilidad de incumplimiento. El modelo autorregresivo, con un término rezagado autorregresivo, mostró una distancia decreciente al incumplimiento conforme pasa el tiempo.

³ Los modelos autorregresivos a menudo se usan en estudios de series de tiempo de datos donde el comportamiento de una variable dependiente se determina por sus estimaciones previas. Åsberg y Shahnazarian (2008) presentaron un modelo de estimación para predecir la distancia hasta el incumplimiento. El modelo se basa en la hipótesis de que el mejor pronóstico para la futura distancia hasta el incumplimiento lo ofrecen los resultados recientes para la variable en cuestión.

En conclusión, los factores macroeconómicos tales como el índice de producción industrial con rezago de un año, el tipo de cambio con rezago de un año, y la tasa de interés con rezago de un año explicaron el 75% de los cambios en la probabilidad de incumplimiento para las empresas de capitalización alta (68% en el modelo para empresas de capitalización media y baja, respectivamente). El modelo autorregresivo indica un escaso poder explicativo y una creciente probabilidad de incumplimiento en el tiempo.

Hamerle *et al.* (2004) pronosticaron el riesgo de incumplimiento del crédito en carteras de crédito usando el modelo de valor de umbral de Merton para la probabilidad de incumplimiento que aborda el valor de los activos de una empresa como desconocido y donde también se modelan las correlaciones de incumplimiento. El análisis empírico se basa en un gran conjunto de datos de empresas alemanas proporcionados por el Deutsche Bundesbank para el periodo de 1987 a 2000. Los datos fueron recabados por las sucursales del Deutsche Bundesbank para evaluar la calidad crediticia de las empresas con fines de refinanciamiento.

Es de destacar que la inclusión de variables correlativas al ciclo económico mejoró los pronósticos de incumplimiento. Además, mientras mejor sea la calibración de momentos determinados de las probabilidades de incumplimiento estimadas, menores serán las correlaciones estimadas; en consecuencia, las correlaciones y probabilidades de incumplimiento deberían estimarse siempre de manera simultánea. Las variables macroeconómicas incluidas en el modelo fueron el índice de clima de negocios, la tasa de desempleo y el crecimiento sistemático de nuevas órdenes en la industria de la construcción. El modelo permitió anticipar las probabilidades de incumplimiento de prestatarios individuales y, simultáneamente, estimó las correlaciones entre esos prestatarios.

3. METODOLOGÍA

3.1 Marco de la distancia hasta el incumplimiento

La medida de la distancia hasta el incumplimiento registra la probabilidad de que el valor de mercado de los activos de una empresa caiga por debajo del valor de su deuda. De forma más específica, el valor nominal de la deuda generalmente se computa a partir de los datos del balance general y se considera que es igual a la suma de los pasivos a corto plazo más la mitad de los pasivos de largo plazo. Luego se deriva la distancia hasta el incumplimiento usando el valor de mercado de la empresa, como así también la volatilidad implícita del valor de su capital accionario.

La distancia hasta el incumplimiento se basa en un modelo estructural de deuda corporativa presentado por primera vez por Black y Scholes (1973) y por Merton (1974). Además, el marco tiene como premisa la relación entre el valor de la empresa, V_A , (o el valor de sus activos), que debería ser igual a la suma de los valores de su deuda, X , y el de su capital accionario, V_E . Además, los activos de la empresa generalmente se usan primero para el pago a tenedores de deuda y lo que sobra se distribuye entre los accionistas. En particular, la ecuación 1 muestra el valor del capital accionario:

$$1 \quad V_E = \max(0, V_A - X).$$

También, la compensación a los tenedores de capital accionario equivale a una opción de compra sobre el valor de la empresa con un precio de ejecución de la opción igual al valor nominal de la deuda. El precio de ejecución de una opción, conocido como la barrera al incumplimiento, se fija al mismo nivel que los pasivos a corto plazo de la empresa y como la mitad de sus pasivos a largo plazo. La información sobre el valor de la empresa, la deuda de la empresa y el valor de mercado

del capital accionario es suficiente para derivar la variable desconocida restante.

De acuerdo con el modelo Black-Scholes (1973), el valor de mercado de los activos subyacentes de una empresa se origina en el siguiente proceso estocástico:

$$2 \quad dV_A = \mu V_A dt + \sigma_A V_A dz,$$

donde V_A y dV_A son el valor de los activos de una empresa y el cambio en el valor de los activos; μ y σ_A son la tasa de desviación y la volatilidad del valor del activo de la empresa; y dz es el proceso de Wiener.

Además, en la teoría de fijación de precios de las opciones de Black y Scholes (1973) y Merton (1974), la opción de compra de capital accionario emitida por los tenedores de deuda a los accionistas podría evaluarse resolviendo la siguiente ecuación diferencial parcial lineal de segundo orden:

$$\frac{\partial V_E}{\partial t} = rV_E - rV_A \frac{\partial V_E}{\partial V_A} - \frac{1}{2} \sigma^2 V_A^2 \frac{\partial^2 V_E}{\partial V_A^2},$$

sujeto a las condiciones límite:

$$V_E(V_A, t) \begin{cases} = V_A - X, & V_A \geq X \\ = 0, & V_A < X \end{cases}$$

La única solución para esta ecuación diferencial parcial es la aclamada fórmula de determinación de precio de las opciones de Black-Scholes-Merton:

$$3 \quad V_E = V_A N(d1) - e^{-rT} X N(d2),$$

donde V_E es el valor de mercado del capital accionario de una empresa, $N(d)$ es la función de densidad normal acumulada,

y r es la tasa de interés libre de riesgo. La solución de la ecuación 3 para $d1$ y $d2$ arroja las siguientes expresiones:

$$4 \quad d1 = \frac{\ln\left(\frac{V_A}{X}\right) + \left(r + \frac{\sigma_A^2}{2}\right)T}{\sigma_A \sqrt{T}},$$

$$5 \quad d2 = \frac{\ln\left(\frac{V_A}{X}\right) + \left(r - \frac{\sigma_A^2}{2}\right)T}{\sigma_A \sqrt{T}} = d1 - \sigma_A \sqrt{T}.$$

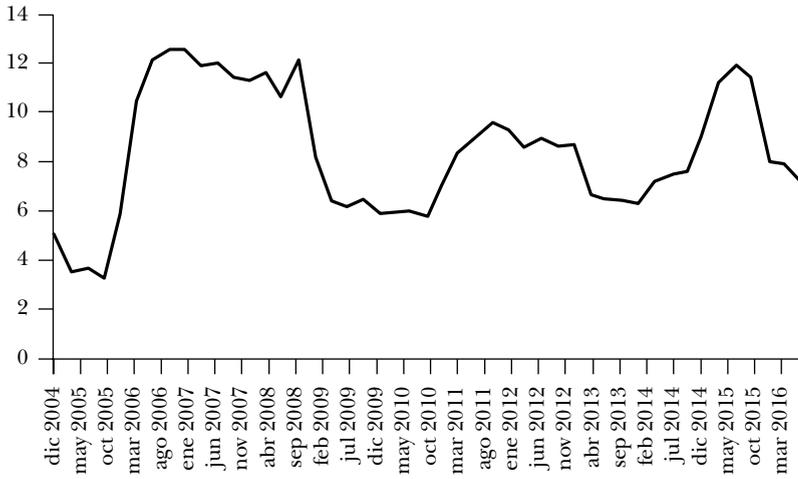
Cabe destacar que $d2$ que aparece en la ecuación 5 representa la distancia hasta el incumplimiento, donde (V_A/X) registra el valor de la empresa con respecto al umbral de incumplimiento, el cual con el tiempo recibe el efecto de la tasa de interés y de la volatilidad del valor de los activos. Posteriormente esta expresión de distancia hasta el incumplimiento se estandariza por la volatilidad de los activos de la empresa.

3.2 Tendencias de la distancia hasta el incumplimiento para las instituciones financieras que cotizan en la Bolsa de Valores de Jamaica

La medida de la distancia hasta el incumplimiento resultó exitosa para dar seguimiento a la experiencia de incumplimiento de los bancos que cotizan en bolsa durante periodos de vulnerabilidad dentro del periodo de muestra (ver la gráfica 1). La medida declina durante el periodo de crisis mundial, lo cual indica que hubo un deterioro en la medida del incumplimiento de estas instituciones durante este periodo. Este ocurrió en un entorno cuando la crisis habría contribuido a la baja en el valor de los acervos de activos de estas instituciones. Además, la medida también cayó durante los dos periodos de canje de deuda en Jamaica, en 2010 y 2013, y que involucraron la extensión del plazo y la reducción de las tasas del cupón sobre los bonos del

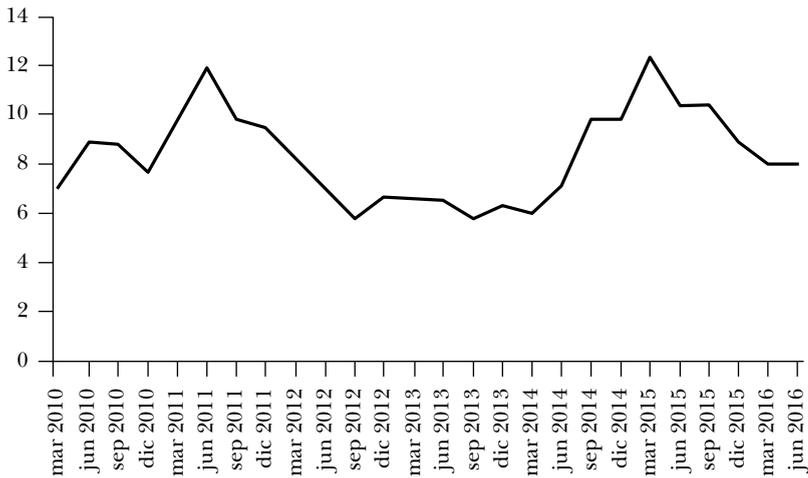
Gráfica 1

DISTANCIA HASTA EL INCUMPLIMIENTO: INSTITUCIONES DE DEPÓSITO LISTADAS EN LA JAMAICA STOCK EXCHANGE



Gráfica 2

DISTANCIA HASTA EL INCUMPLIMIENTO: OPERADORES DE VALORES LISTADOS EN LA JAMAICA STOCK EXCHANGE



gobierno de Jamaica denominados en moneda nacional.⁴ La medida de la distancia hasta el incumplimiento sufrió el efecto adverso debido a la rentabilidad más baja de los bancos que cotizan en bolsa debido al rendimiento inferior de estas inversiones.

La distancia hasta el incumplimiento para los operadores de valores se redujo o permaneció baja durante los periodos de vulnerabilidad, tales como los dos canjes de deuda de 2010 y 2013 (ver la gráfica 2). La medida también resintió el efecto adverso del desempeño más débil en la rentabilidad de los operadores de valores que cotizan en bolsa debido al menor rendimiento de las inversiones del gobierno de Jamaica denominadas en moneda nacional. Los operadores de valores han también sufrido el efecto de la continua reducción escalonada del negocio de recompra minorista del sector desde 2015.⁵ Esto ha coincidido con una rentabilidad más débil y con valores menores de la distancia hasta el incumplimiento para estas instituciones durante este periodo.

⁴ El canje de deuda de Jamaica se realizó en el primer trimestre de 2010 y el canje de deuda nacional tuvo lugar en el primer trimestre de 2013.

⁵ Los operadores de valores financian la compra de títulos mediante acuerdos de recompra (*repos*). El riesgo incorporado en los *repos* emana de la confianza de los operadores de valores en el endeudamiento de los fondos a muy corto plazo de clientes minoristas e inversionistas institucionales para tomar posiciones propietarias en títulos de gobierno principalmente a largo plazo. Para abordar los riesgos sistémicos de estas actividades de corredores-operadores, el gobierno de Jamaica se comprometió a reformar la industria de corredores-operadores, lo cual incluía la disminución escalonada del modelo de negocios de *repo minorista*. La legislación se promulgó para permitir el establecimiento de los Servicios de Información Crediticia que facilitan la transferencia de los riesgos de mercado, de la tasa de interés y de liquidez a los inversionistas individuales y lo mantiene fuera del balance general de los operadores mayoristas. Como resultado ello, desde 2013, el sector de operadores de valores se embarcó en un proceso de reforma que implicó la disminución escalonada del modelo de negocios de *repo minorista*.

4. ANÁLISIS EMPÍRICO

4.1 Datos y técnica de estimación de MMG

El documento emplea datos trimestrales de la distancia hasta el incumplimiento para los bancos y operadores de valores que cotizan en la Jamaica Stock Exchange, así como información sobre una selección de variables macroeconómicas durante el periodo de diciembre de 2004 a septiembre de 2016. Las variables macroeconómicas empleadas en el estudio incluyen el crecimiento del PIB nominal, el crecimiento de la inflación y las tasas de desempleo, el crecimiento del tipo de cambio efectivo real (TCER), los cambios en el rendimiento mundial de los bonos del gobierno de Jamaica, el crecimiento del crédito del sector privado y el diferencial entre las tasas de préstamo y de depósito.

Se usó la estimación de datos de panel, ya que facilita la inclusión de datos de series de tiempo en distintas variables. El análisis de datos de panel hace posible predecir el comportamiento de las variables individuales con mayor precisión que otras técnicas, ya que utiliza datos de series temporales y por lo tanto registra las experiencias pasadas de cada variable. Más específicamente, se empleó la técnica de estimación de los MMG para calcular la relación entre la distancia hasta el incumplimiento y las variables macroeconómicas para bancos y operadores de valores.⁶ Esta técnica se eligió ya que utiliza supuestos sobre los momentos específicos de las variables aleatorias en vez de supuestos sobre la distribución total. El método de MMG es también útil para proporcionar estimaciones eficaces e imparciales en los modelos dinámicos que han rezagado las variables endógenas como regresores. Con base en el trabajo de Boucinha y Ribeiro (2007), la metodología puede usarse para obtener estimaciones sólidas de los parámetros de interés cuando la persistencia de la variable dependiente necesita modelarse de manera explícita. Además, el modelo no requiere hipótesis firmes sobre la exogeneidad de

⁶ Es importante el hecho de que la variable rendimiento de los bonos sólo se incluyó en el modelo para operadores de valores.

los regresores. Arellano y Bond (1991) sugieren que pueden obtenerse estimaciones coherentes y eficaces usando valores rezagados de la variable dependiente y valores rezagados de las variables exógenas como instrumentos. Baltagi (2001) destaca también que la metodología da cuenta de la posibilidad de correlaciones entre las variables independientes, volviéndola una técnica beneficiosa.

Más específicamente, la estimación de los MMG muestra cómo una variable en el periodo t , por ejemplo y_{it} , podría explicarse mediante el valor de la misma variable en el periodo $t-1$, $y_{i,t-1}$, junto con otros elementos explicativos diferentes, x'_{it} , y un término de error aleatorio, η_{it} . Esta relación se esboza en líneas generales en la ecuación 6.

$$6 \quad y_{it} = \alpha + \delta y_{i,t-1} + x'_{it} \beta + \eta_{it},$$

donde y_{it} es la variable dependiente, α es la ordenada en el origen, δ es escalar, β es el vector $k \times 1$ de los parámetros de las variables explicativas, x_{it} es el vector $1 \times k$ de variables explicativas, con la ecuación 7 que explica el término de error aleatorio, η_{it} que incluye efectos individuales no observados, μ_i , y el término de error aleatorio genuino, ε_{it} .

$$7 \quad \eta_{it} = \mu_i + \varepsilon_{it},$$

donde $\mu_i \sim \text{iid}(0, \sigma_\mu^2)$ y $\varepsilon_{it} \sim \text{iid}(0, \sigma_\mu^2)$ son independientes entre sí y de ellas mismas.

Además, con respecto al asunto de la autocorrelación en relación con el marco de los MMG, Arellano y Bond (1991) usaron instrumentos internos que son valores rezagados de los niveles de variables que aparecen en el lado derecho de la ecuación 6 al abordar este tema. Estas variables no deberían ser correlativas

con la primera diferencia del término de error, pero debería estar correlacionada con la variable por ser estimada. La idea tras esta técnica es estimar el modelo combinando distintos instrumentos en torno a un solo vector de parámetros, a fin de obtener las correlaciones mínimas entre el término de error y los instrumentos relevantes. En particular, esta técnica considera como instrumentos apropiados de los rezagos de segundo y mayor órdenes de los regresores ante una correlación no serial en el componente variable con el tiempo del término de perturbación.

5. RESULTADOS

5.1 Modelo MMG

Las pruebas de raíz unitaria de panel se realizaron con los residuos del modelo de MMG para cada sector. Más específicamente, las pruebas de raíz unitaria aplicadas fueron la prueba de Levin, Lin y Chu, la de Im, Peasaran y Shin, la de chi cuadrado de ADF-Fisher y la de chi cuadrado de PP-Fisher. Todas las pruebas mostraron que los residuos para ambos modelos son estacionarios, lo que trasluce una regresión no espuria (ver los cuadros A.3 y A.6). Además, se usó la prueba de ortogonalidad de Sargan entre los instrumentos y los residuos, la cual evalúa la validez de los instrumentos usados en la regresión mediante una comparación entre los momentos estimados y los momentos de la muestra para evaluar los resultados. Los resultados de la prueba de Sargan mostraron que no hay evidencia para rechazar la hipótesis nula de que “las restricciones sobreidentificadas son válidas”, lo cual sugiere que los instrumentos usados en los modelos son válidos.

5.1.1 Resultados de las instituciones de depósito

Los resultados del modelo de los MMG fueron congruentes con las expectativas. Todas las variables macroeconómicas incluidas en el modelo, con la excepción del crecimiento del índice del tipo

de cambio efectivo real, tienen un efecto estadísticamente significativo sobre la medida de la distancia hasta el incumplimiento. En particular, los hallazgos mostraron una relación positiva entre el crecimiento del PIB y la distancia hasta el incumplimiento. Se espera que un desempeño más sólido del crecimiento del PIB contribuya a un desempeño bancario más sólido, por ejemplo, por medio de un mayor crecimiento de los depósitos y de las inversiones, que en última instancia llevará a mejoras en la distancia hasta el incumplimiento de estas instituciones. Hay también una relación positiva entre el diferencial de la tasa de préstamo y la de depósito a plazo fijo y la distancia hasta el incumplimiento. Generalmente un aumento de este diferencial contribuye a la mejora en el nivel de ingresos de los bancos y debería llevar a aumentos en la distancia hasta el incumplimiento.

Un aumento en el crecimiento de la tasa de desempleo provoca un deterioro en la distancia hasta el incumplimiento. Esto se espera dado que el agravamiento de la tasa de desempleo posiblemente aumente la cantidad de préstamos en mora de los bancos y debilite el desempeño. Según la bibliografía, la relación entre el crecimiento del crédito interno al sector privado y el desempeño de la institución financiera es ambiguo. Algunos estudios, tales como el de Hagen y Ho (2004) y el de Goldstein (1998), muestran una relación negativa entre el crecimiento del crédito y la distancia hasta el incumplimiento, ya que las dificultades de los bancos generalmente están precedidas por los auges del crédito.⁷ Los hallazgos de este estudio muestran también una relación inversa entre el crecimiento del crédito del sector privado y la distancia hasta el incumplimiento. Además, se halló también que un mayor crecimiento de la inflación afecta de manera negativa la distancia hasta el incumplimiento, ya que el deterioro del desempeño de la inflación puede tender a erosionar la rentabilidad de las instituciones financieras. Además, la

⁷ El trabajo de Bernoth y Pick (2009) mostró una relación positiva entre el crecimiento del crédito y la distancia hasta el incumplimiento, la cual indica que un crecimiento del crédito más fuerte mejora la rentabilidad de las instituciones financieras.

variable dependiente rezagada fue positiva y estadísticamente significativa y es indicativa de la persistencia de la variable dependiente para autoexplicarse.

El modelo tiene un alto R^2 de un 76.1% y una medida estadística de Durbin-Watson cercana a dos. Además, se encontró que las variables ficticias de periodo para el periodo de crisis mundial y para el periodo de canje de deuda nacional fueron significativas.

5.1.2 Pronóstico del desempeño y de los resultados de la evaluación

Los resultados del modelo de los MMG en la sección 3.1 se usaron para generar pronósticos dentro y fuera de la muestra de la medida de distancia hasta el incumplimiento. Las estimaciones de entrenamiento se generaron en todo el periodo de la muestra, desde marzo de 2004 a junio de 2016, mientras que las estimaciones para validación se generaron para el lapso de diciembre de 2014 a junio de 2016. El resumen estadístico para estas estimaciones se presenta en los cuadros A.1 y A.2.

La capacidad de pronóstico del modelo de los MMG se evaluó usando medidas comunes tales como el coeficiente de desigualdad de Theil (U de Theil) y la raíz del error cuadrático medio. El coeficiente U de Theil es útil para determinar el desempeño para la predicción del modelo con respecto a un modelo inicial, que es un parámetro comparativo usado para evaluar la exactitud de un pronóstico, se supone que el valor de este en el próximo periodo y en el actual es el mismo. Además, el coeficiente U de Theil se mantiene entre cero y uno, con valores cercanos a cero, indicativos de una mayor exactitud en el modelo de predicción. Además, la raíz del error cuadrático medio se calcula con base en la raíz cuadrada de la diferencia cuadrática entre los valores predichos y los observados, donde los valores más bajos indican una mejor capacidad de pronósticos del modelo.

Se evaluó el desempeño predictivo del modelo usando pronósticos de entrenamiento y de validación. La medida estadística del desempeño de entrenamiento con base en el coeficiente U de Theil y en el RECM fueron de 0.2 y 3.3, respectivamente,

mientras que los valores respectivos para el pronóstico de validación fueron 0.1 y 2.7. Estos resultados confirman que el modelo usado tiene un considerable poder predictivo.

Dado el fuerte poder predictivo del modelo, que se basa en proyecciones de variables macroeconómicas específicas, se usó para proyectar la distancia hasta el incumplimiento de las instituciones de depósito (ID) que cotizan en bolsa hasta diciembre de 2017. Para el sector bancario, los hallazgos demostraron que el crecimiento de la tasa inflacionaria, el crecimiento del crédito del sector privado, los diferenciales bancarios, el crecimiento de la tasa de desempleo y del PIB tuvieron un efecto estadísticamente significativo sobre la distancia hasta el incumplimiento en estas instituciones. Cabe destacar que la tasa de desempleo, el crecimiento del crédito del sector privado y el crecimiento de la inflación tienen una relación inversa con la distancia hasta el incumplimiento de las ID. El pronóstico de la distancia hasta el incumplimiento del sector bancario fue generalmente bajo y también reflejó una volatilidad mucho menor. Este desempeño pronosticado se debe en gran medida a los movimientos ordenados proyectados de las variables macroeconómicas de significancia estadística, en particular, del crecimiento crediticio y de la tasa de desempleo.

5.1.3 Resultados de los operadores de valores

Conforme a las expectativas, los resultados muestran una relación inversa significativa entre la distancia hasta el incumplimiento y el crecimiento de la tasa de inflación. De manera similar a lo que sucede con las ID, se espera que el deterioro en esta variable predictiva tenga un efecto adverso sobre la distancia hasta el incumplimiento, ya que el deterioro en el desempeño inflacionario puede llevar a mayores gastos para las instituciones financieras y a un debilitamiento en su rentabilidad. Los resultados indican también una relación inversa significativa entre la distancia hasta el incumplimiento y el crecimiento del crédito en el sector privado, ya que habitualmente la fragilidad del sistema financiero va precedida de una marcada aceleración en

el crecimiento del crédito. A diferencia de lo que sucede con las ID, se halló que hay una relación inversa significativa entre la distancia hasta el incumplimiento y el crecimiento del PIB. Este desempeño posiblemente se deba a que un crecimiento más sólido del PIB podría llevar a una mayor demanda de financiamiento, a un alza en los costos de interés, a un mayor rendimiento de los bonos y a menores precios de los bonos, lo cual finalmente implicaría un deterioro en la distancia hasta el incumplimiento de estas instituciones. Hay también una relación positiva entre el diferencial entre las tasas de préstamo y de depósitos a plazo fijo y la distancia hasta el incumplimiento. Generalmente, la subida de este diferencial contribuye a una mejora en el desempeño de los ingresos de los bancos y debería llevar a alzas en la distancia hasta el incumplimiento.

Los resultados mostraron también que el crecimiento del índice TCER, el desempeño mundial de los bonos del gobierno de Jamaica y el crecimiento de la tasa de desempleo no tienen efecto estadístico significativo sobre la distancia hasta el incumplimiento. Sin embargo, como sucede con las IRD, la variable dependiente rezagada fue positiva y estadísticamente significativa y es también indicativa de la persistencia de la variable dependiente en la explicación de su propio desempeño.

La R^2 del modelo es 62.8%, y sugiere que las variables empleadas tienen un fuerte efecto en la explicación del desempeño de la distancia hasta el incumplimiento. Además, se halló que eran significativas las variables ficticias de periodos para el lapso de canje de deuda nacional, así como la variable ficticia que registra los periodos de reforma en relación con el modelo de negocios de los operadores de valores.

5.1.4 Resultados del desempeño del pronóstico y de la evaluación del pronóstico

Con base en el modelo de los MMG en la sección 3.1, se realizó un pronóstico dentro de la muestra de la medida de la distancia hasta el incumplimiento para todo el periodo de muestra, de marzo de 2010 a marzo de 2016, mientras que el pronóstico

de validación abarcó el periodo de marzo de 2015 a marzo de 2016. Las medidas estadísticas de desempeño del entrenamiento basadas en el coeficiente U de Theil y en la raíz del error cuadrático medio fue 0.1 y 2.0, respectivamente, mientras que los valores respectivos para el pronóstico de validación fueron 0.08 y 0.8. Los resultados confirmaron también el fuerte poder predictivo de este modelo.

Esta técnica de estimación de MMG se usó también para proyectar la distancia hasta el incumplimiento para el sector de operadores de valores hasta diciembre de 2017. Para dicho sector, el crecimiento de la tasa de inflación, el crecimiento del crédito en el sector privado, el crecimiento del PIB y los diferenciales de la tasa de interés de los bancos tuvieron un efecto estadísticamente significativo en la distancia hasta el incumplimiento de estas instituciones. Cabe destacar que el crecimiento de la inflación tiene una relación negativa con la distancia hasta el incumplimiento de los operadores de valores. El pronóstico para la distancia hasta el incumplimiento del sector de operadores de valores reflejó también menor volatilidad. Este desempeño proyectado se debe en gran medida a los movimientos ordenados de las variables macroeconómicas estadísticamente significativas, en especial el crecimiento del crédito y del PIB.

6. CONCLUSIÓN E IMPLICACIONES DE POLÍTICA

La medida de distancia hasta el incumplimiento utilizada en el estudio resultó exitosa para identificar las fechas importantes en el periodo de muestra en las cuales las instituciones financieras habrían experimentado mayores posibilidades de insolvencia. Dichos periodos fueron la reciente crisis mundial y los periodos de canje de deuda de Jamaica y de canje de deuda nacional durante 2010 y 2013, respectivamente.

Además, la técnica de estimación de los MMG se usó también para determinar el efecto de los factores macroeconómicos sobre la distancia hasta el incumplimiento de las ID y de

los operadores de valores. Para las ID, los hallazgos mostraron que el crecimiento de la tasa de inflación, el crecimiento en el crédito del sector privado, los diferenciales bancarios, el crecimiento de la tasa de desempleo y el PIB tuvieron un efecto estadísticamente significativo en la distancia hacia el incumplimiento para estas instituciones. Con respecto a los operadores de valores, se encontró que factores macroeconómicos similares afectan el riesgo de incumplimiento. En particular, el crecimiento en la tasa de inflación, del PIB, y el diferencial entre las tasas de préstamo y de depósito tuvieron un efecto significativo en la distancia hasta el incumplimiento.

Se usaron también los modelos para pronosticar la distancia hasta el incumplimiento seis trimestres hacia adelante, para las ID y los operadores de valores. Los resultados de los pronósticos serán útiles para predecir la probabilidad de perturbaciones de las instituciones financieras e incorporan las expectativas de los inversionistas. Los hallazgos para las ID y los operadores de valores mostraron una mejora en la tendencia para el periodo de pronóstico, así como una reducción significativa en la volatilidad en la distancia hasta el incumplimiento proyectada. El desempeño de la medida de la distancia hasta el incumplimiento para las ID refleja en gran medida el movimiento de la tasa de crecimiento del PIB, la tasa de inflación y la variable del diferencial de la tasa de interés. Para los operadores de valores, los resultados del pronóstico estaban ampliamente respaldados por el desempeño de la inflación, el PIB y los diferenciales de la tasa de interés.

Los hallazgos reforzaron la importancia de la coherencia entre el programa macroeconómico de Jamaica, el cual incluye proyecciones a mediano plazo de los sectores real, fiscal, externo y monetario, y la solvencia del sector bancario. El modelo de pronóstico es también útil para examinar cómo los movimientos agudos en las variables macro afectarán la probabilidad de quiebra de una institución. Además, una mayor atención a las señales de riesgo basadas en el mercado, tales como la distancia hasta el incumplimiento, podrá permitir que los entes

reguladores sean más proactivos en la aplicación de medidas para limitar la probabilidad de una crisis o minimizar su efecto.

Los pronósticos de la distancia hasta el incumplimiento pueden usarse también como una herramienta de análisis prospectivo para vigilar el riesgo sistémico en el sistema financiero jamaiquino. La información contenida en estos pronósticos puede servir de lineamientos para quienes formulan la política macroprudencial al indicar si se están acumulando riesgos sistémicos. Esto puede alentar a las autoridades pertinentes a realizar una evaluación sobre la naturaleza de estas vulnerabilidades y cuestionar si la aplicación de herramientas macroprudenciales es necesaria para limitar los riesgos.

Los hallazgos institución por institución pueden ser útiles para complementar el trabajo sobre las instituciones de importancia sistémica (SIFI) al destacar cuál de dichas instituciones tiene un alto grado de vulnerabilidad al riesgo de incumplimiento. Esto es crítico ya que este tipo de instituciones tiene un alto grado de complejidad y vínculos cercanos al resto del sistema financiero, con lo cual plantean un alto riesgo a la estabilidad. Las señales tempranas de trastornos en relación con las SIFI pueden ayudar a establecer un marco regulatorio para afrontar los riesgos originados por los vínculos sistémicos.

ANEXO. CUADROS Y GRÁFICOS

Cuadro A.1

**RESULTADO DE LA ESTIMACIÓN PARA LA DISTANCIA
HASTA EL INCUMPLIMIENTO DE LAS INSTITUCIONES
RECEPTORAS DE DEPÓSITOS**

Muestra (ajustada): 2005t2-2016t2

Periodos incluidos: 45

Muestras representativas incluidas: 2

Total de observaciones de panel (equilibradas): 90

Especificación de instrumentos: crecimiento del PIB, crecimiento de la inflación, diferencial, @sysper

Constante agregada a la lista de instrumentos

<i>Variable</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estadístico t</i>
Distancia (-1)	0.917959	33.95348
Crecimiento del PIB	12.42028	2.440430
Crecimiento del índice TCER (-2)	4.089674	1.899280
Crecimiento del crédito	-7.395536	-3.279189
Crecimiento de la inflación	-1.018786	-3.727524
Tasas de desempleo	-7.512652	-4.014348
Diferencial	0.075410	5.643401
@isperiod (“diciembre2008”)	-3.912005	-4.593268
@isperiod (“diciembre2009”)	0.146271	0.177412
@isperiod (“diciembre2012”)	0.348913	0.720158
@isperiod (“diciembre2013”)	-1.465139	-4.992281
@isperiod (“diciembre2014”)	0.598372	1.669097
Especificación de los efectos		
R ²	0.761039	
Estadístico <i>J</i>	29.61345	
Estadístico de Durbin-Watson	1.669466	
Rango de instrumentos	45	

Cuadro A.2

RESULTADO DE LA ESTIMACIÓN DEL PRONÓSTICO DE VALIDACIÓN PARA LA DISTANCIA HASTA EL INCUMPLIMIENTO DE LAS INSTITUCIONES RECEPTORAS DE DEPÓSITOS

Muestra (ajustada): 2005t2-2014t4

Periodos incluidos: 45

Muestras transversales incluidas: 2

Total de observaciones de panel (equilibrados): 78

Especificación de los instrumentos: crecimiento del PIB, crecimiento de la inflación, diferencial, @sysper

Constantes agregadas a la lista de instrumentos

<i>Variable</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Estadístico t</i>
Distancia (-1)	0.991793	21.62627
Crecimiento del PIB	18.63147	2.950299
Crecimiento del TCER (-2)	2.121872	0.738073
Crecimiento del crédito	-10.17660	-3.094955
Crecimiento de la inflación	-0.390902	-1.768780
Tasas de desempleo	-7.244699	-2.959229
Diferencial	0.044987	1.895589
@isperiod ("diciembre2008")	-4.057752	-4.755763
@isperiod ("diciembre2009")	-0.393300	-0.404295
@isperiod ("diciembre2012")	0.002545	0.005933
@isperiod ("diciembre2013")	-1.670782	-3.909016
@isperiod ("diciembre2014")	0.311304	0.767930
<i>Especificación de los efectos</i>		
R ²		0.761056
Estadístico J		22.80316
Estadístico de Durbin-Watson		1.707767
Rango de instrumentos		39

Cuadro A.3

ESTIMACIÓN DE LA DISTANCIA HASTA EL INCUMPLIMIENTO DE INSTITUCIONES DE DEPÓSITO

Resultados de la raíz unitaria para el residuo

Muestra: 2004t1-2017t4

Variables exógenas: efectos individuales

Observaciones equilibradas para cada prueba

<i>Método</i>	<i>Estadístico</i>	<i>Probabilidad²</i>	<i>Muestras transversales</i>	<i>Observaciones</i>
<i>Hipótesis nula: raíz unitaria (supone un proceso de raíz unitaria común)</i>				
Levin, Lin y Chu t^1	-7.73331	0.0000	2	88
<i>Hipótesis nula: raíz unitaria (supone un proceso de raíz unitaria común)</i>				
Estadístico W de Im, Pesaran y Shin	-6.37522	0.0000	2	88
ADF-Fisher χ^2	40.7064	0.0000	2	88
PP-Fisher χ^2	40.1889	0.0000	2	88

Nota: ¹ Con la hipótesis nula, la prueba estadística es afectada asintóticamente por la distribución normal estándar. ² Las probabilidades de las pruebas de Fisher se computan usando una distribución asintótica χ^2 . Todas las otras pruebas suponen normalidad asintótica.

Cuadro A.4

RESULTADO DE LA ESTIMACIÓN PARA LA DISTANCIA HASTA EL INCUMPLIMIENTO DE OPERADORES DE VALORES

Muestra (ajustada): 2010t2-2016t2

Periodos incluidos: 25

Muestras transversales incluidas: 4

Observaciones totales de panel (equilibradas): 100

Especificación de instrumentos: @sysper, crecimiento del PIB, bonos globales del GJ, diferencial, crecimiento de la inflación, crecimiento del crédito

Constante agregada a la lista de instrumentos

<i>Variable</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estadístico t</i>
Distancia (-1)	0.408153	3.514498
Crecimiento del crédito	-25.24730	-2.330699
Crecimiento del PIB	-24.39533	-2.026492
Crecimiento de la inflación (-1)	-1.117643	-2.454584
Crecimiento del TCER (-1)	-0.312925	-0.028075
Bonos globales del gobierno de Jamaica	-0.203448	-0.800967
Diferencial	0.514586	4.153419
Tasa de desempleo	-1.848043	-0.426725
Constante	-1.162222	-0.501724
@isperiod ("diciembre2011")	2.091702	2.850433
@isperiod ("diciembre2013")	1.632662	1.994374
@isperiod ("diciembre2014")	3.429162	3.756840
@isperiod ("diciembre2015")	-0.512038	-0.796161

Especificación de los efectos

R ²	0.627477
Estadístico <i>J</i>	16.33019
Medida estadística de Durbin-Watson	1.332565
Rango de instrumentos	25

Cuadro A.5

RESULTADO DE LA ESTIMACIÓN DEL PRONÓSTICO DE VALIDACIÓN PARA LA DISTANCIA HASTA EL INCUMPLIMIENTO DE LOS OPERADORES DE VALORES

Muestra (ajustada): 2010t2 2015t4

Periodos incluidos: 23

Muestras transversales incluidas: 4

Observaciones totales de panel (equilibradas): 92

Especificaciones de los instrumentos: @sysper, crecimiento del PIB, bonos globales del gobierno de Jamaica, diferencial, crecimiento de la inflación, crecimiento del crédito

Constante agregada a la lista de instrumentos

<i>Variable</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Estadístico t</i>
Distancia (-1)	0.548918	4.969056
Crecimiento del crédito	-29.87750	-2.543776
Crecimiento del PIB	7.064194	0.479160
Crecimiento de la inflación (-1)	2.198643	1.821364
Crecimiento del TCER (-1)	-3.774137	-0.357726
Bonos globales del gobierno de Jamaica	-0.833715	-2.526563
Diferencial	0.346364	2.418892
Tasa de desempleo	-2.697641	-0.582113
Constante	5.287464	1.677455
@isperiod ("diciembre2011")	0.712883	0.847213
@isperiod ("diciembre2013")	0.144404	0.152958
@isperiod ("diciembre2014")	0.691408	0.574013
@isperiod ("diciembre2015")	-0.436064	-0.591774
<i>Especificación de efectos</i>		
R ²		0.661071
Estadístico K		13.59101
Estadístico de Durbin-Watson		1.556667
Rango de instrumentos		23

Cuadro A.6

**ESTIMACIÓN DE LA DISTANCIA HASTA EL INCUMPLIMIENTO
DE LOS OPERADORES DE VALORES. RESULTADOS DE RAÍZ UNITARIA
PARA EL RESIDUO**

Muestra: 2010t1-2017t4

VARIABLES EXÓGENAS: EFECTOS INDIVIDUALES

OBSERVACIONES EQUILIBRADAS PARA CADA PRUEBA

<u>Método</u>	<u>Estadístico</u>	<u>Probabilidad²</u>	<u>Muestras transversales</u>	<u>Observaciones</u>
---------------	--------------------	---------------------------------	-----------------------------------	----------------------

Hipótesis nula: raíz unitaria (supone un proceso de raíz unitaria común)

<i>t</i> de Levin, Lin y Chu ¹	-3.65842	0.0001	4	96
--	----------	--------	---	----

Hipótesis nula: raíz unitaria (supone un proceso de raíz unitaria común)

Estadístico W de Im, Pesaran y Shin W-stat	-4.68516	0.0000	4	96
---	----------	--------	---	----

ADF-Fisher χ^2	35.2462	0.0000	4	96
---------------------	---------	--------	---	----

PP-Fisher χ^2	35.4061	0.0000	4	96
--------------------	---------	--------	---	----

Nota: ¹ Con la hipótesis nula, la prueba estadística es afectada asintóticamente por la distribución normal estándar. ² Las probabilidades de las pruebas de Fisher se computan usando una distribución asintótica χ^2 . Todas las otras pruebas suponen la normalidad asintótica.

Cuadro A.7

**ESTIMACIÓN DE LOS GMM DE LA DISTANCIA
HASTA EL INCUMPLIMIENTO DE INSTITUCIONES
RECEPTORAS DE DEPÓSITOS**

Resultados del desempeño del pronóstico

<i>Muestra de pronóstico</i>	<i>Pronóstico dentro de la muestra</i>	<i>Pronóstico fuera de la muestra</i>	<i>Proyecciones</i>
		<i>2015t2 a 2016t2</i>	<i>2016t2 a 2017t4</i>
	<i>2005t2 a 2016t2</i>		
Raíz del error cuadrático medio	3.33	2.66	1.00
Error medio absoluto	2.58	2.05	0.82
Coefficiente de desigualdad de Theil	0.21	0.14	0.06

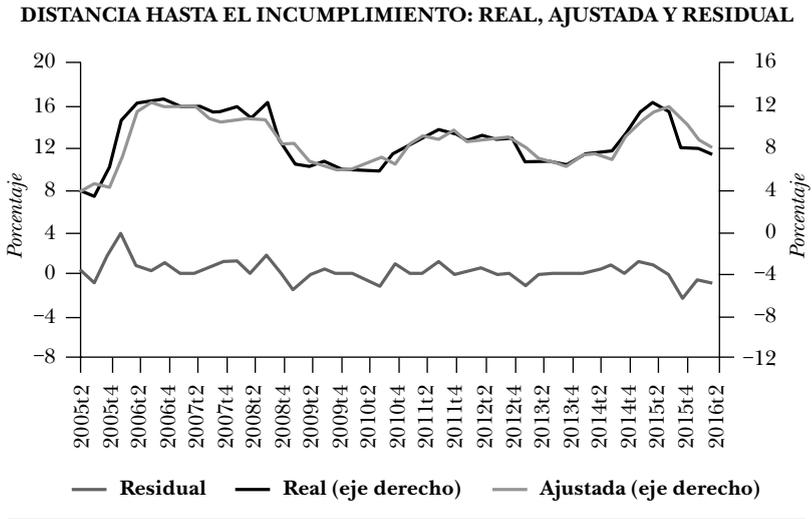
Cuadro A.8

**ESTIMACIÓN DE LOS GMM DE LA DISTANCIA HASTA EL
INCUMPLIMIENTO DE LOS OPERADORES DE VALORES**

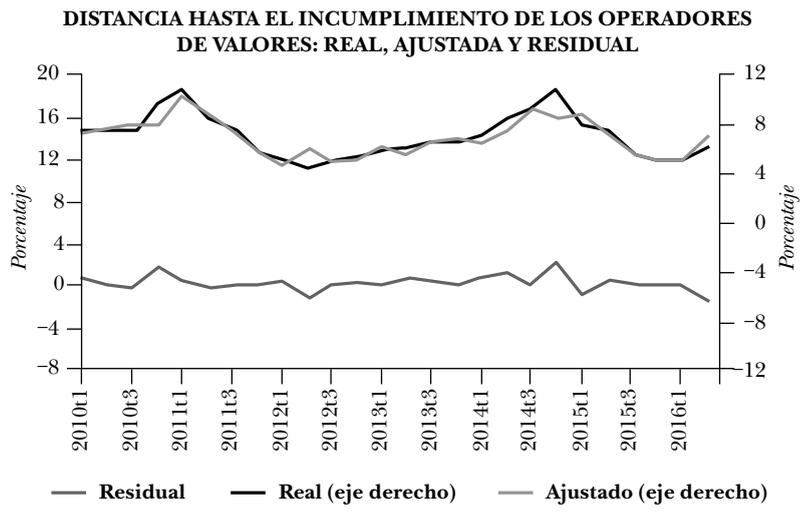
Resultados del desempeño del pronóstico

<i>Muestra de pronóstico</i>	<i>Pronóstico dentro de la muestra</i>	<i>Pronóstico fuera de la muestra</i>	<i>Proyecciones</i>
			<i>2016t2 a 2017t4</i>
	<i>2010t2 a 2016t2</i>	<i>2015t2 a 2016t2</i>	
Raíz del error cuadrático medio	2.04	0.76	0.95
Error medio absoluto	1.48	0.58	0.85
Coefficiente de desigualdad de Theil	0.14	0.08	0.09

Gráfica A.1

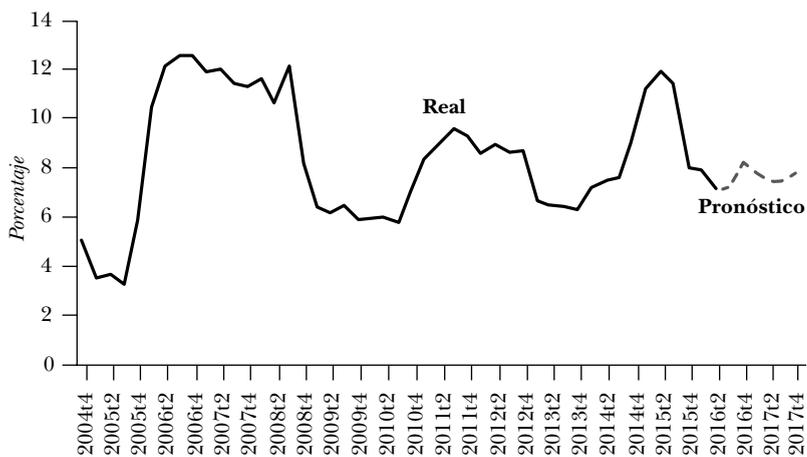


Gráfica A.2



Gráfica A.3

**DISTANCIA HASTA EL INCUMPLIMIENTO
DE LAS INSTITUCIONES DE DEPÓSITO**



Gráfica A.4

**DISTANCIA HASTA EL INCUMPLIMIENTO
DE LOS OPERADORES DE VALORES**



Bibliografía

- Antunes, António R., Nuno Ribeiro, y Paula Antão (2005), “Estimating Probabilities of Default under Macroeconomic Scenarios”, *Financial Stability Report 2005*, Banco de Portugal.
- Arellano, Manuel, y Stephen Bond (1991), “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and Application to Employment Equations”, *The Review of Economic Studies*, vol. 58, núm. 2, abril, pp. 277-297, <<https://doi.org/10.2307/2297968>>.
- Åsberg Sommar, Per, y Hovick Shahnazarian (2008), *Macroeconomic Impact on Expected Default Frequency*, Riksbank Working Paper, núm. 220, <<http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1088626>>.
- Baltagi, Badi H. (2001), *Econometric Analysis of Panel Data*, segunda edición, John Wiley & Sons Ltd., Chichester, Inglaterra.
- Bernoth, Kerstin, y Andreas Pick (2009), *Forecasting the Fragility of the Banking and Insurance Sectors*, DNB Working Paper, núm. 202, Departamento de Investigación, Banco Central de los Países Bajos.
- Black, Fischer, y Myron Scholes (1973), “The Pricing of Options and Corporate Liabilities”, *Journal of Political Economy*, vol. 81, núm. 3, pp. 637-654.
- Boucinha, Miguel, y Nuno Ribeiro (2007), “The Determinants of Portuguese Banks’ Capital Buffers, Article”, *Financial Stability Report 2007*, Banco de Portugal.
- Chan-Lau, Jorge A. (2006), *Market-based Estimation of Default Probabilities and its Application to Financial Market Surveillance*, IMF Working Paper, núm. 06/104, abril.
- Chan-Lau, Jorge A., y Amadou N. R. Sy (2006), *Distance-to-Default in Banking: A Bridge Too Far?*, IMF Working Paper, núm. 06/125, septiembre.
- Crosbie, Peter, y Jeff Bohn (2003), *Modeling Default Risk: Modeling Methodology*, Moody’s KMV Company.
- Goldstein, Morris (1998), *The Asian Financial Crisis: Causes, Cures, and Systematic Implications*, Institute of International Economics, Washington D. C., <<https://doi.org/10.1002/tie.4270410608>>.
- Hamerle, Alfred, Thilo Liebig, y Harald Scheule (2004), *Forecasting Credit Portfolio Risk*, Discussion Paper, Series 2: Banking and Financial Supervision, núm. 01/2004, Deutsche Bundesbank.

- Laurin, Magnus, y Olena Martynenko (2009), *The Influence of Macroeconomic Factors on the Probability of Default*, tesis, Lund University, agosto.
- Lewis, Jide (2013), “A Contingent Claims Approach to Measuring Insolvency Risk: An Empirical Assessment of the Impact of the Global Financial Crisis on Jamaica and its Financial Sector”, *Journal of Business, Finance and Economics in Emerging Economies*, vol. 8, núm. 2, pp. 1-22.
- Merton, Robert (1974), “On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates”, *Journal of Finance*, vol. 29, núm. 2, pp. 449-470.
- Mingione, Filippo (2011), *Forecasting with Principal Components Analysis: An Application to Financial Stability Indices for Jamaica*, Bank of Jamaica Working Paper, agosto.
- Morris, Verlis C. (2010), *Measuring and Forecasting Financial Stability: The Composition of an Aggregate Financial Stability Index for Jamaica*, Bank of Jamaica Working Paper, agosto.
- Pesaran, M. Hashem, Til Schuermann, Björn-Jakob Treutler, y Scott M. Weiner (2003), *Macroeconomic Dynamics and Credit Risk*, CESifo Working Paper, núm. 995, julio.
- Qu, Yiping (2008), *Macroeconomic Factors and Probability of Default*, tesis, Escuela de Economía de Estocolmo.
- Simons, Dietske, y Ferdinand Rolwes (2009), “Macroeconomic Default Modeling and Stress Testing”, *International Journal of Central Banking*, vol. 5, núm. 3, septiembre, pp. 177-204.
- Tuleda, Merxe, y Garry Young (2003), *A Merton Model Approach to Assessing the Default Risk of UK Public Companies*, Bank of England Working Paper, núm. 194.
- Vassalou, Maria, y Yuhang Xing (2004), “Default Risk in Equity Returns”, *The Journal of Finance*, vol. 59, núm. 2, abril, pp. 831-868, <<https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2004.00650.x>>.
- Von Hagen, Jürgen, and Tai-Kuang Ho (2004), *Money Market Pressure and the Determinants of Banking Crises*, ZEI Working Paper, núm. B20, Center for European Integration Studies, University of Bonn.

Decisiones financieras de los hogares e inclusión financiera: evidencia para América Latina y el Caribe

Editoras: María José Roa y Diana Mejía

Programa de Investigación Conjunta
de la Red de Investigadores de Bancos Centrales

Introducción

María José Roa
Diana Mejía



Factores determinantes de las decisiones financieras de los hogares en la región

*Análisis de la tenencia de productos financieros:
evidencia para contribuir a la inclusión financiera
en Bolivia*

Angélica del Carmen Calle Sarmiento

*Factores de conocimiento y de actitud financieros
eficaces para la elaboración de políticas
en América Latina*

Gabriel Garber
Sergio Mikio Koyama

*Factores determinantes del ahorro formal
e informal en Colombia*

Ana María Iregui-Bohórquez
Ligia Alba Melo-Becerra
María Teresa Ramírez-Giraldo
Ana María Tribín-Uribe

*Crédito formal e informal
de los hogares en Colombia*

Ana María Iregui-Bohórquez
Ligia Alba Melo-Becerra
María Teresa Ramírez-Giraldo
Ana María Tribín-Uribe

*Factores que afectan la tenencia
de productos financieros en Colombia*

Daisy Johana Pacheco
Ana María Yaruro

*Características cognitivas, rasgos
de personalidad y alfabetización financiera:
papel en las decisiones financieras*

María José Roa
Ignacio Garrón
Jonathan Barboza

*Acceso de los hogares
a los servicios financieros en Perú*

Augusta Alfageme
Nelson R. Ramírez Rondán

*Conocimiento, información y decisiones financieras:
¿por qué las personas eligen los mercados
informales de crédito para financiarse?*

Harold Vásquez
María del Mar Castaños

*Bancarización de los hogares
en la República Dominicana*

Carlos Delgado Urbáez

*Dolarización cultural y financiera
de los hogares uruguayos*

Gerardo Licandro
Miguel Mello

**Efectos de distintas intervenciones
de inclusión financiera**

*Corresponsales bancarios e inclusión financiera
en México*

Mauricio Carabarán
Adrián de la Garza
Juan Pedro González
Antonio Pompa

*Tenencia de cuentas bancarias
de los microempresarios en México*

Carolina Rodríguez Zamora

*Factores determinantes de la probabilidad
de no pago de deudas de los hogares uruguayos*

María Victoria Landaberry

MIEMBROS DEL CEMLA

Asociados

Banco Central de Bolivia	Banco Central de Reserva de El Salvador
Banco Central do Brasil	Banco Central del Uruguay
Banco Central de Chile	Banco Central de Venezuela
Banco Central de Costa Rica	Bank of Guyana
Banco Central de Cuba	Bank of Jamaica
Banco Central del Ecuador	Banque de la République d'Haïti
Banco de Guatemala	Cayman Islands Monetary Authority
Banco Central de Honduras	Central Bank of Barbados
Banco de México	The Central Bank of The Bahamas
Banco Central de Nicaragua	Central Bank of Belize
Banco Central del Paraguay	Central Bank of Trinidad and Tobago
Banco Central de Reserva del Perú	Centrale Bank van Aruba
Banco de la República (Colombia)	Centrale Bank van Curaçao en Sint Maarten
Banco Central de la República Argentina	Centrale Bank van Suriname
Banco Central de la República Dominicana	Eastern Caribbean Central Bank

Colaboradores

Bancos Centrales

Banca d'Italia	Deutsche Bundesbank (Alemania)
Banco de España	European Central Bank
Banco de Portugal	Federal Reserve System (Estados Unidos de América)
Bangko Sentral ng Pilipinas	Sveriges Riksbank (Suecia)
Bank of Canada	Swiss National Bank
Banque de France	

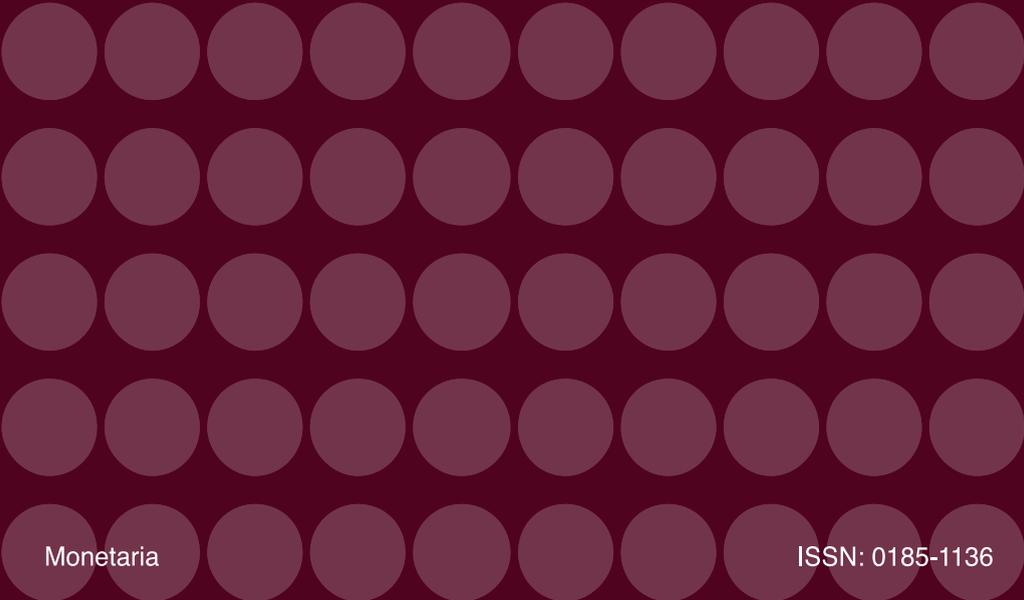
Otras instituciones

Banco Centroamericano de Integración Económica	Superintendencia de Bancos de Guatemala
Banco Latinoamericano de Comercio Exterior, S. A.	Superintendencia de Bancos de Panamá
CAF-Banco de Desarrollo de América Latina	Superintendencia de Bancos y Seguros (Ecuador)
Comisión Nacional de Bancos y Seguros (Honduras)	Superintendencia del Sistema Financiero (El Salvador)
Fondo Latinoamericano de Reservas	Turks and Caicos Islands Financial Services Commission
Superintendencia de Bancos (República Dominicana)	

CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS

Asociación Regional de Bancos Centrales

www.cemla.org



Monetaria

ISSN: 0185-1136