

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 Kladivko (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

$$3 \quad r_t(n) = m \times \ln \left(1 + \frac{r_t^{ce}(n)}{m} \right),$$

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

$$4 \quad \delta_t(n) = \frac{1}{\left(1 + \frac{r_t^{ce}(n)}{m} \right)^{m \times n}}.$$

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:

$$5 \quad P_t(n) = \sum_{i=1}^{m \times n} C \delta_t(i/m) + 100 \delta_t(n),$$

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:

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

donde $C = \frac{1}{P_t(n)} \frac{d^2 P_t(n)}{dy_t^2}$ es la convexidad del bono. La con-

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

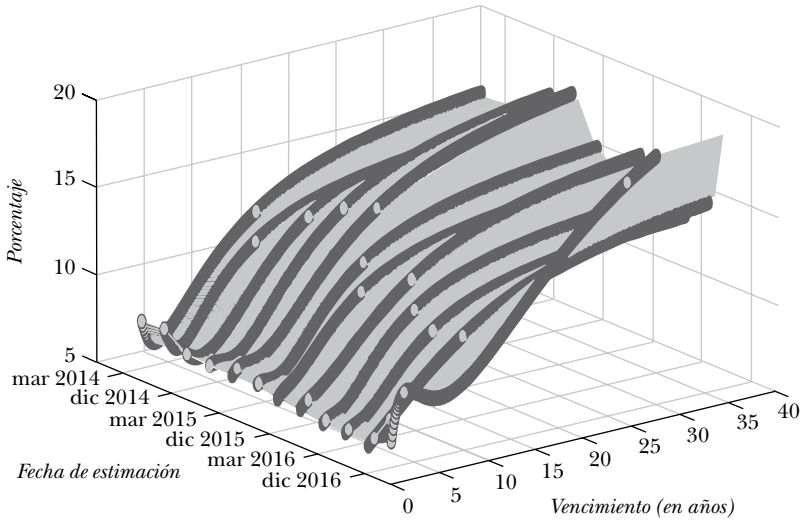
20
$$\text{EAMax} = \max_i \{|y_i - \hat{y}_i|\}, \quad i = 1, \dots, n,$$

⁷ Ver Estrella y Trubin (2006).

Gráfica 1

CURVAS DE RENDIMIENTO DE CUPÓN CERO ESTIMADAS

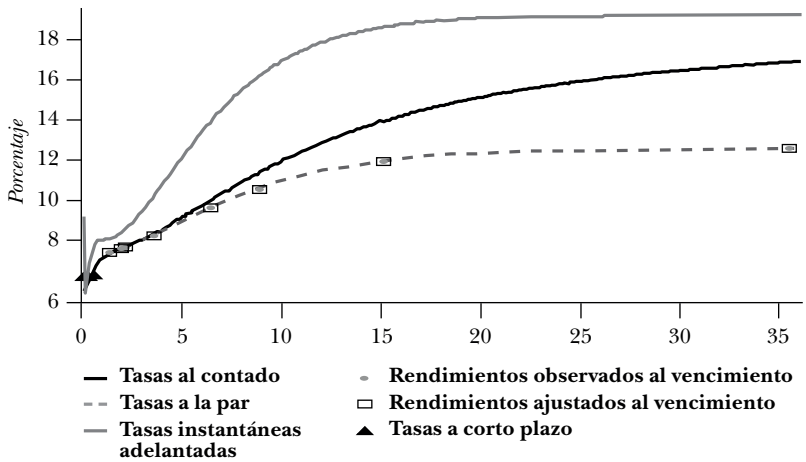
Continuamente compuestas
Marzo de 2014 a diciembre de 2016



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:

21

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

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.

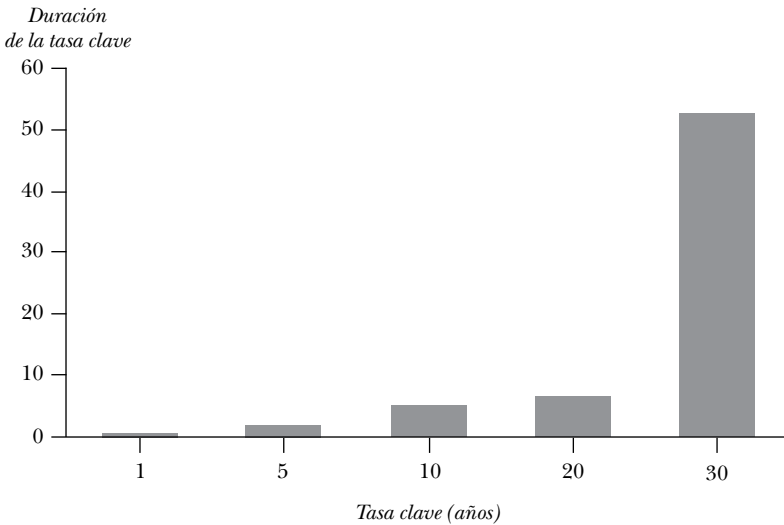
Al cierre de marzo de 2016, el total de títulos gubernamentales en circulación denominados en JMD tenía un valor nominal aproximado de 233,000 millones de dólares jamaicanos, en el caso de los bonos con cupón fijo, y de 508,000 millones de dólares jamaicanos en el de los bonos con cupón a tasa variable, 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

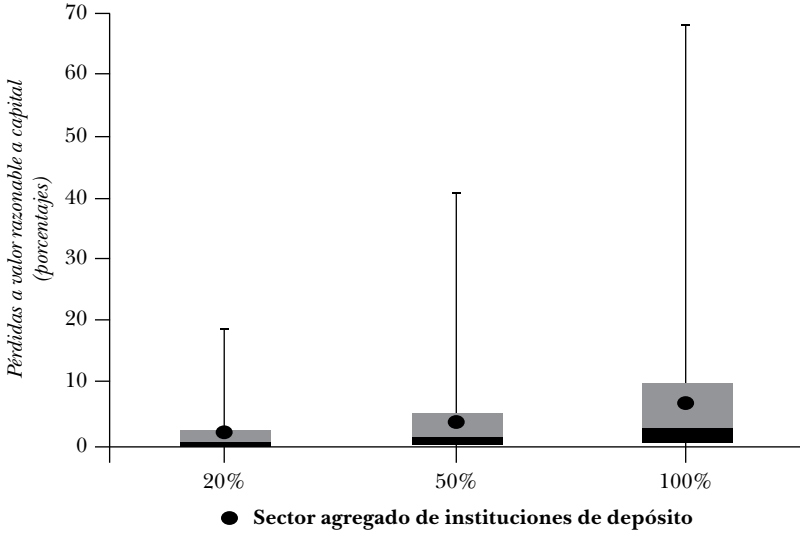
Como parte de la prueba de tensión con tasas de interés que aplica el Banco, se consideraron posibles desplazamientos en la curva de rendimientos. Este estudio utiliza las tasas clave para realizar desplazamientos paralelos y no paralelos en la curva de rendimientos. Para un desplazamiento paralelo, 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.

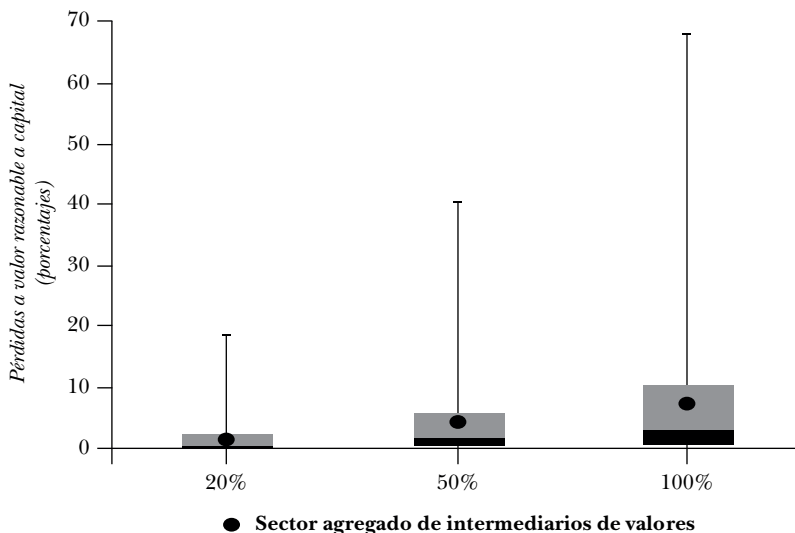
El resultado del análisis reveló que los intermediarios de valores eran menos susceptibles que las ID a los desplazamientos paralelos de la curva. La erosión del capital en el sector a raíz de un desplazamiento al alza del 100% de la estructura de plazos fue del 7.5% (ver cuadro B.1 del anexo). Un incremento 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).

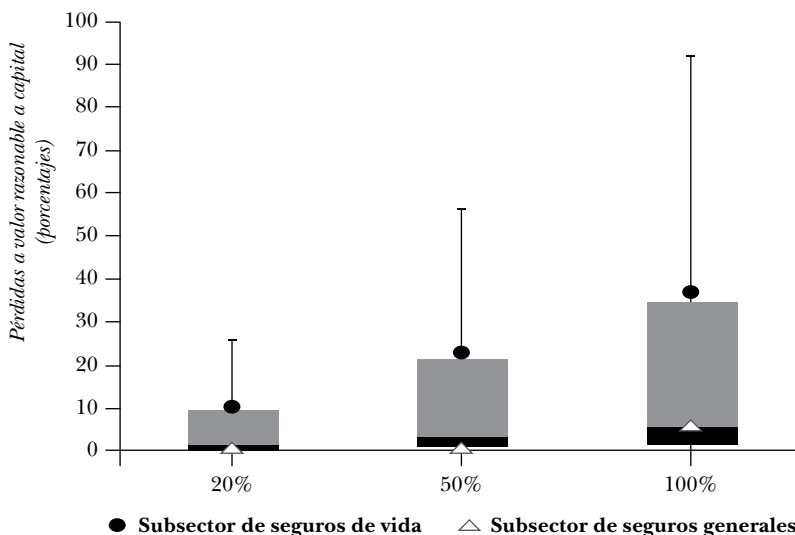
Gráfica 5

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

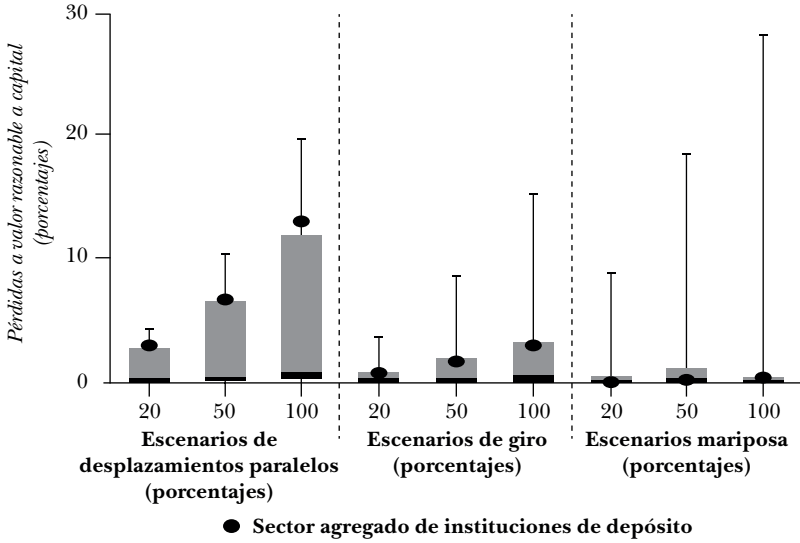
Se consideró un aplanamiento hipotético de la curva de rendimientos en el que la tasa clave a un año aumentaba un 20%, un 50% y un 100%, respectivamente. Dicho movimiento repercutiría más en las tenencias que tuvieran más vencimientos en los plazos hasta cinco años. El resultado de la evaluación mostró 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.

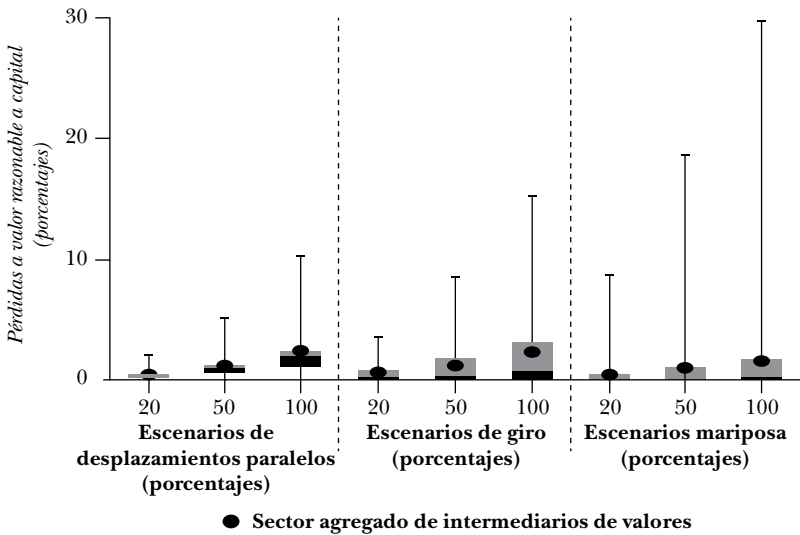
Gráfica 7

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



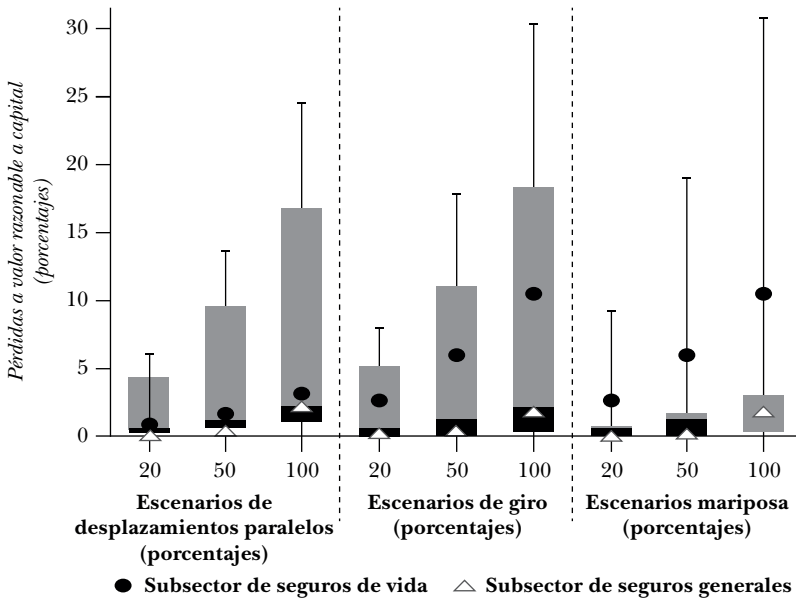
Gráfica 8

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 sobreparametrizados 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.

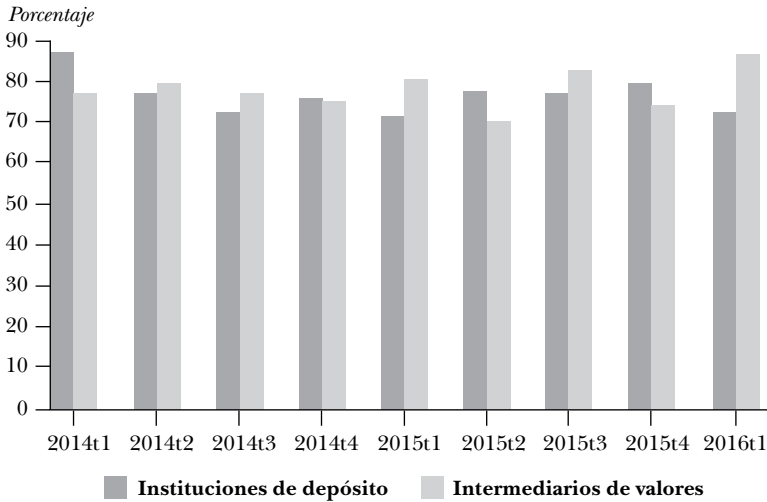
Por último, el modelo de tasas clave no toma en cuenta los movimientos pasados en las curvas de rendimientos anteriores, por lo que el modelo describe de manera ineficiente la dinámica de la estructura de plazos debido a que las volatilidades históricas de las tasas de interés proporcionan información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

ANEXO

Anexo A

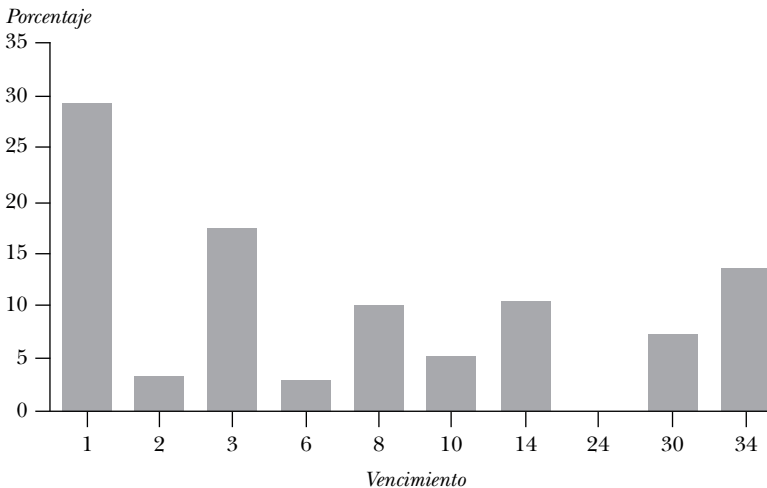
Gráfica A.1

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.