



BANCO CENTRAL
REPÚBLICA DOMINICANA

OeCONOMIA

Breves Ensayos de Economía y Finanzas

Volumen XIV, Número 2
Junio 2020

Banco Central de la República Dominicana

Departamento de Programación Monetaria y Estudios Económicos.

Oeconomía Vol. XIV, No. 2

Elaborado por el Departamento de Programación Monetaria y Estudios Económicos del Banco Central de la República Dominicana – Santo Domingo: Banco Central de la República Dominicana, 2020.

42 p.

Trimestral

ISSN 2304-3458

© 2020

Publicaciones del Banco Central de la República Dominicana

Esta es una publicación del Departamento de Programación Monetaria y Estudios Económicos del Banco Central. El contenido y las opiniones de los artículos publicados en Oeconomía son de exclusiva y estricta responsabilidad de su o sus autores y no reflejan la opinión del Banco Central de la República Dominicana.

Consejo Editorial:

Joel González Pantaleón,

Director Departamento de Programación Monetaria y Estudios Económicos.

Joel Tejeda Comprés,

Subgerente de Políticas Monetaria, Cambiaria y Financiera.

Comentarios y preguntas sobre esta publicación pueden ser enviados a:

Banco Central de la República Dominicana
Av. Dr. Pedro Henríquez Ureña esq. Calle Leopoldo Navarro
Santo Domingo de Guzmán, D. N., República Dominicana
Apartado Postal 1347
809-221-9111 exts. 3072-73
info@bancentral.gov.do

ÍNDICE

IMPACTO DE LA POLÍTICA MONETARIA EN LA RENTABILIDAD DE LOS VALORES DE RENTA FIJA EN LA REPÚBLICA DOMINICANA: EVIDENCIA PARA BONOS DEL GOBIERNO CENTRAL	4
--	---

Por: Manuel A. Pérez Pérez

DENSIDAD DEL PRONÓSTICO DE INFLACIÓN EN LA REPÚBLICA DOMINICANA	20
---	----

Por: Juan S. Quiñónez y Nerys F. Ramírez

PRINCIPALES DETERMINANTES DE LAS IMPORTACIONES EN LA REPÚBLICA DOMINICANA. PERIODO: 1996-2019.....	31
--	----

Por: Anyelo R. Taveras De La Rosa

Impacto de la política monetaria en la rentabilidad de los valores de renta fija en la República Dominicana: evidencia para bonos del Gobierno Central

Por: Manuel A. Pérez Pérez¹

I. Introducción

El éxito en el diseño e implementación de una política monetaria efectiva y eficiente depende, en gran medida, de un conocimiento amplio de su mecanismo de transmisión. En este proceso, los mercados financieros juegan un rol preponderante, constituyendo un vínculo directo a través del cual la política monetaria incide en la economía. Una razón fundamental que se plantea es que, cuando la autoridad monetaria cambia la tasa de interés, se modifican los precios y retornos de los activos financieros, repercutiendo en las decisiones de consumo e inversión de los agentes económicos.

Conforme han evolucionado los mercados financieros, la intermediación bancaria ha perdido protagonismo. En particular, el desarrollo de los mercados de valores ha permitido a los inversionistas colocar sus ahorros fuera del sector bancario, a las firmas financiarse con recursos no bancarios, y a los propios bancos a acceder a nuevos mercados. Estos cambios, se entiende que, de cierta forma han alterado el mecanismo de transmisión de la política monetaria (Jeanneau y Tovar, 2008), y en consonancia, un mayor número de estudios a nivel global se ha orientado en investigar la estructura de las tasas de rendimiento en el mercado de capitales y su reacción a la política monetaria.

En este campo de investigación, se le ha asignado un alto énfasis al análisis del mercado de bonos gubernamentales en específico; primero, porque estos instrumentos son considerados como libres de riesgo y su demanda en el tiempo refleja de cierto modo las expectativas de los agentes económicos en escenarios de incertidumbre o de estabilidad económica, y segundo, por su ponderación mayúscula en los mercados de capitales, particularmente en economías emergentes (Miranda, 2018). Sumado a esto, la literatura señala que el cambio en las tasas de rendimiento de estos activos en función a su madurez es de importancia primaria para los hacedores de política, especialmente en las tasas de largo plazo, dado que representan parte del costo de endeudamiento de los consumidores y del costo de capital para las empresas (Damodaran, 2016).

A nivel local, se tiene escasa evidencia sobre cómo responde la curva de rendimiento de los bonos gubernamentales ante variaciones en la tasa de política monetaria (TPM). Lo anterior, va ligado a que el mercado de valores dominicano, similar al de otras economías emergentes, aún puede considerarse incipiente y esto desfavorece la disponibilidad o calidad de los datos. No obstante, las estadísticas reportadas en la actualidad sugieren que este mercado ha cobrado un auge importante en los últimos años y que puede revelar información de interés para fines de política económica.

¹ División de Análisis de Mercado de Capitales, Departamento de Regulación y Estabilidad Financiera. Para preguntas y comentarios escribir a manuel.perez@bancentral.gov.do.

En vista de lo señalado, el objetivo principal de este documento es estimar la reacción dinámica de las tasas de rentabilidad de los bonos en moneda nacional del Gobierno Central ante un cambio en la tasa de política monetaria. Específicamente, se estudia la respuesta dinámica de los rendimientos nominales de estos instrumentos transados en el mercado secundario en función de sus plazos de vencimiento, y se indaga si estas tasas contienen información predictiva sobre la actividad económica y la inflación. Para lograr esta tarea, se construyen, en primer lugar, series de tiempo de las tasas de rendimiento promedio para diferentes horizontes de madurez. Luego, se emplean las técnicas econométricas de Vectores Autorregresivos Estructurales (SVAR) y pruebas de causalidad de Granger para caracterizar la interacción dinámica y de causalidad entre las variables.

Los resultados sugieren que, en la muestra considerada, los cambios en la tasa de interés de referencia inciden de manera significativa en la rentabilidad de estos activos financieros. En efecto, ante un incremento de 100 puntos básicos (pb) en la TPM, las tasas de rendimiento aumentan en el mismo mes, con elasticidades máximas de respuesta entre 50-80 pb ostentadas en los dos meses subsiguientes en el caso de los bonos con madurez hasta cinco años. A mayor periodo de vigencia, sin embargo, estos efectos son menores en magnitud y persistencia. Además, se obtiene evidencia significativa de que estas tasas de rendimiento podrían considerarse como insumos complementarios para estimar el comportamiento futuro de la actividad económica y la inflación.

El resto de este artículo está estructurado por las siguientes secciones. Las secciones II y III resumen la literatura relevante, teórica y empírica, sobre el tópico en análisis, mientras que las secciones IV y V exponen, respectivamente, las estrategias empíricas y los datos empleados en este estudio. En la sección VI se discuten los principales resultados de los modelos y pruebas. Por último, la sección VII presenta las conclusiones.

II. Fundamento teóricos

La forma en que se determina el precio de los activos financieros constituye un punto de partida útil para comprender el mecanismo por el que la política monetaria influye en las tasas de retorno. En el caso de un bono con cupones, su precio de mercado ($P_{n,t}$) es el valor presente de todos los flujos futuros esperados, descontados a una tasa ($R_{n,t}$) que representa la tasa de mercado o de rendimiento esperado. En línea con Andersson, Hansen y Sebestyén (2006), esto se puede expresar en términos generales como:²

$$(1) \quad P_{n,t} = E_t \left[\sum_{n=1}^N \frac{C_n}{(1 + R_{n,t})^n} + \frac{VN}{(1 + R_{n,t})^N} \right]$$

donde E_t representa el operador de expectativas condicional en base a la información disponible en el tiempo t para los participantes del mercado, C_n denota los pagos de cupones para n períodos, VN es el valor nominal del bono y N su tiempo de vigencia. De este modo, el precio de un bono mantiene una relación inversa con su tasa de rendimiento.

² Para más detalle sobre la valoración de los bonos del Gobierno Central en particular, se recomienda consultar el Anexo 2 de la Resolución No. 161-2015 que aprueba la Normativa para los Procedimientos de Subastas Públicas para la Colocación de Títulos Valores de Deuda Pública.

Por su parte, las teorías pioneras en explicar la estructura de las tasas de rendimiento, esto es, el retorno de los bonos para todas las madureces existentes (también conocida como curva de rendimiento), enfatizan las tasas de corto plazo como un determinante principal. Una de estas teorías es la Hipótesis de las Expectativas, introducida por Fisher (1896), la cual descansa en el supuesto de que todos los bonos, independientemente de su madurez, son sustitutos perfectos. De esta manera, el rendimiento de un bono de largo plazo sería igual al retorno esperado de la inversión repetida en una serie de bonos a corto plazo. Por consiguiente, dado que las tasas de interés para todo plazo residual dependen de las tasas actuales y esperadas de corto plazo, estas tenderían a moverse en la misma dirección.

Si se considera la Hipótesis de las Expectativas y la ecuación de Fisher, se puede inferir una base teórica para la reacción del mercado de bonos ante sorpresas de la política monetaria. La ecuación de Fisher implica que la tasa de interés nominal de un bono puede descomponerse en un componente de tasa de interés real y un componente de la inflación promedio esperada durante la vigencia del instrumento (nótese que ambos componentes también pueden contener una prima de riesgo por plazo). De esta forma, para un bono de n períodos, el rendimiento nominal R_t^n podría expresarse como:

$$(2) \quad R_t^n = E(R^n|\Omega_t) + E(\pi^n|\Omega_t)$$

siendo $E(R^n|\Omega_t)$ la tasa de interés real esperada en base al conjunto de información Ω en el tiempo t , y $E(\pi^n|\Omega_t)$ la inflación promedio esperada en base al mismo conjunto de información. Por lo tanto, cuando el mercado recibe nueva información, los rendimientos exigidos de estos instrumentos pueden cambiar, afectando opuestamente sus precios.

En este sentido, Keynes (1930) argumenta que el más importante e inmediato conductor de las tasas de rendimiento de los bonos gubernamentales es el banco central, por su habilidad de incidir en las tasas de corto plazo estableciendo la tasa de política monetaria. En el mismo documento, Keynes también señala que, en vista de que los inversionistas no tienen una base firme para estimar las expectativas matemáticas de un futuro desconocido e incierto, estos recurren a establecer sus perspectivas futuras y estrategias de inversión apoyadas en las condiciones económicas actuales y pasadas.

Otras teorías relevantes que intentan explicar la curva de rendimiento son la de preferencia por liquidez, la de mercados segmentados y la del hábitat preferido. La primera, desarrollada por Hicks (1939), sostiene que los inversionistas, por ejemplo, prefieren los bonos de corto plazo a los de largo plazo porque son más líquidos. La segunda, propuesta por Culbertson (1957), plantea que no hay sustitución entre instrumentos de distinta madurez y, por ende, la curva de rendimiento estaría determinada por la oferta y demanda a cada plazo. Por último, la teoría del hábitat preferido argumentada por Modigliani y Sutch (1966), presenta un punto intermedio en el cual hay sustitución, pero no perfecta, entre activos de distinta madurez; los inversionistas se preocupan del entorno, pero también valoran la liquidez del instrumento.

En todo caso, la relación entre la tasa de política monetaria y las tasas de rendimiento de largo plazo no es mecánica, sino más bien compleja. En esto, la transparencia y credibilidad de los bancos centrales para velar por la estabilidad de precios puede jugar un papel fundamental. Por ejemplo, en consistencia con Thornton (1998), un choque contractivo a través de la tasa de interés puede provocar una reducción en el tiempo de las expectativas de inflación entre los agentes del mercado, lo que conduciría a una disminución de las tasas de largo plazo. En

consecuencia, se pueden presentar movimientos opuestos entre las tasas de rendimiento de corto y largo plazo ante un cambio en la TPM.

La reacción de las tasas de rendimiento de los bonos gubernamentales a los cambios de la política monetaria forma parte de sus mecanismos de transmisión, específicamente del canal de “precio de otros activos” (Mishkin, 1996). Si los precios de los bonos caen a causa de una política monetaria contractiva, esto produce un efecto de riqueza adverso que puede repercutir de manera importante en las decisiones de consumo e inversión de los agentes económicos y, por tanto, en la demanda agregada y la inflación. La particularidad de este canal radica en su velocidad de captar y transmitir las acciones de la política monetaria, dado que precisamente estas acciones tienen sus efectos más directos e inmediatos en el precio y retorno de los activos financieros, sobre todo cuando los mercados financieros tienen un nivel de desarrollo adecuado (Bernanke, 2003).

III. Evidencia empírica

La literatura empírica que aborda los efectos de la política monetaria en la rentabilidad del mercado de valores ha reflejado un auge más acentuado en las últimas décadas, concitando el interés general de académicos y hacedores de política. Estos estudios, no obstante, tienen un sesgo hacia las economías desarrolladas, en razón de que en este tipo de análisis se requiere que los mercados financieros estén lo suficientemente desarrollados para que la curva de rendimiento refleje, lo mejor posible, información relevante de las expectativas de mercado y el mecanismo de transmisión de la política monetaria.

Los primeros trabajos en estimar la reacción de los precios y retornos de activos financieros ante intervenciones de la política monetaria utilizaron datos de Estados Unidos. Cook y Hahn (1989), empleando estadísticas en frecuencia diaria y regresiones lineales en diferencias, obtienen que un cambio de 100 pb en la tasa de fondos federales (FFR) conlleva a una variación significativa intradía de 55 pb en la tasa de los bonos del tesoro de tres meses de madurez, y de 10 pb en bonos con vencimiento a 20 años, concluyendo que las expectativas del nivel futuro de la FFR influyen notablemente en estos rendimientos. Más adelante, utilizando un modelo SVAR con restricciones de corto plazo y datos mensuales, Edelberg y Marshall (1996) encuentran que las tasas de retorno de estos bonos aumentan contemporáneamente ante un choque contractivo de la FFR, con efectos decrecientes a medida que la madurez del instrumento es mayor, lo que se refleja en un aumento del nivel, aplanamiento de la pendiente y disminución de la curvatura de la curva de rendimiento. Estos resultados son consistentes con los de Evans y Marshall (1998, 2001), quienes implementando diferentes estrategias de identificación consiguen estimaciones equiparables, señalando que estas respuestas se explican más por efectos de liquidez que de expectativas de inflación. Luego, con un enfoque de factores latentes y VAR recursivo, Diebold, Rudebusch y Aruoba (2006) muestran que el nivel y pendiente de la curva de rendimiento se mueven en la misma dirección que los choques en la FFR o la inflación, subrayando que la hipótesis de expectativas se satisface en ciertos periodos.

En otras economías desarrolladas, se obtienen hallazgos en la misma dirección. En la zona euro, Andersson, Hansen y Sebestyén (2006), utilizando datos intradías y la metodología de mínimos cuadrados en dos etapas, determinan que los anuncios macroeconómicos y de política monetaria tienen un impacto inmediato en los precios de los bonos de largo plazo del gobierno

alemán, siendo estos efectos más significativos en la volatilidad de los rendimientos. Mientras que en Japón, con un modelo SVAR de frecuencia mensual, Iwata (2010) observa que un corte en la tasa de interés de política monetaria conduce a una caída significativa en los rendimientos de los bonos gubernamentales, donde la magnitud de respuesta es inversa con el periodo de vigencia del activo.

Por otro lado, en economías menos desarrolladas, se consiguen evidencias análogas importantes de un fuerte vínculo entre las tasas de política monetaria y todo el horizonte de la curva de rendimiento. Pétursson (2001), con un enfoque SVAR y datos mensuales, identifica para Islandia que las tasas del mercado de bonos gubernamentales responden de manera contemporánea y significativa ante un choque de TPM, donde las elasticidades máximas ocurren de uno a cuatro meses después del choque y los efectos se disipan entre ocho y nueve meses. Más tarde, Sobrun y Turner (2015) estudian el comportamiento de estas tasas en economías emergentes como Indonesia, Malasia, Polonia, Turquía, entre otras, y concluyen que estas tasas se han vuelto más dependientes a las políticas monetarias de economías avanzadas y a las tasas de interés mundiales de largo plazo globales. Posteriormente, en el caso particular de India, Sensarma y Bhattacharyya (2016) con un SVAR de frecuencia mensual y restricciones de sobreidentificación de corto plazo, muestran que la política monetaria tiene un impacto dominante en toda la estructura de las tasas de rendimiento y que las variaciones en el nivel de la curva conducen a cambios en la política monetaria.

Mientras tanto, en la región de América Latina, varias estimaciones indican que la política monetaria tiene más influencia en el corto plazo de la curva de rendimiento de los bonos gubernamentales, en tanto que el largo plazo se explica en mayor medida por las expectativas de los agentes. En este contexto se incluyen los resultados de Patiño, Almonacid y Tamara (2013) al analizar los títulos de deuda pública expedidos por el gobierno de Colombia (TES). Los autores plantean que con el riesgo inflacionario que reflejan las expectativas, los inversionistas exigen un mayor rendimiento para compensar la pérdida de poder adquisitivo. Adicionalmente, al estudiar el impacto de la política monetaria en el mercado de bonos de Chile, Brasil, Colombia y México, el autor Calani (2015) encuentra que en todas las plazas se cumple la relación positiva entre TPM y rendimiento, siendo el efecto mayor en los horizontes cortos.

Cabe agregar, que la curva de rendimiento de los bonos gubernamentales es ampliamente estudiada en la literatura internacional como una herramienta para predecir el desempeño futuro de la inflación doméstica y la actividad económica. De hecho, diversas estimaciones para mercados desarrollados y emergentes sustentan el poder predictivo de la curva sobre estas variables macroeconómicas, donde se arguye que un cambio en la estructura de las tasas de rendimiento que refleje una pendiente positiva más empinada es cónsono con mayores expectativas de inflación y de crecimiento económico (Hamilton y Kim, 2002; Stock y Watson, 2003; Diebold, Rudebush y Aruoba, 2006; Mehl, 2006).

IV. Estrategias empíricas empleadas

4.1. Vectores Autorregresivos Estructurales (SVAR)

Para lograr los objetivos señalados, se estiman en primera instancia modelos SVAR con restricciones de corto plazo. Las series y estrategias de identificación empleadas se sustentan

principalmente en los trabajos de Iwata (2010), y Sensarma y Bhattacharyya (2016). Las variables utilizadas se pueden agrupar en tres grupos:³

- El primero, incluye los indicadores del nivel de actividad económica y de la inflación (AE_t, IP_t). Estos se obtienen, respectivamente, como la variación interanual del índice mensual de actividad económica (IMAE) y del índice de precios al consumidor (IPC).
- El segundo, contiene la tasa de interés de política monetaria (TI_t). Se considera como *proxy* la tasa de interés interbancaria.⁴
- El tercero, corresponde a la tasa de rendimiento de los bonos estudiados para un intervalo m de madurez (R_t^m), según se detalla en la próxima sección V.

De este modo, cada modelo SVAR está compuesto por 4 variables, con la siguiente forma estructural:

$$(3) \quad B_0 Y_t = \Gamma_0 + \sum_{s=1}^p \Gamma_s Y_{t-s} + e_t$$

donde $Y_t = [AE_t, IP_t, TI_t, R_t^m]'$ es un vector 4×1 de series estacionarias; B_0 es la matriz 4×4 que contiene las relaciones contemporáneas entre las variables; Γ_0 es una matriz de interceptos; y Γ_i son las matrices polinomiales de coeficientes de pendiente autorregresivos para una longitud de rezagos p . Además, e_t es un vector 4×1 de choques estructurales con $E(e_t) = 0$ y $E(e_t e_t') = \Psi$, esto es, se asume que sus elementos no están correlacionados serialmente y su matriz varianza-covarianza es diagonal.

Si B_0 es invertible, es posible obtener la forma reducida de (3) premultiplicando por B_0^{-1} , resultando:

$$(4) \quad Y_t = C + \sum_{s=1}^p A_s Y_{t-s} + u_t$$

siendo $C = B_0^{-1} \Gamma_0$, $A_i = B_0^{-1} \Gamma_i$ y u_t un vector de residuos con $E(u_t) = 0$ y $E(u_t u_t') = \Sigma$. Así, el vector de choques estructurales y el de residuos se relacionan mediante:

$$(5) \quad u_t = B_0^{-1} e_t$$

por lo que $E(u_t u_t') = B_0^{-1} (e_t e_t') B_0^{-1} \rightarrow \Sigma = B_0^{-1} \Psi B_0^{-1}$.

Para resolver el sistema (5), se requiere aplicar restricciones en los elementos de la matriz B_0 . Una forma de hacerlo es normalizar a 1 los elementos de la diagonal principal e imponer al menos $n(n-1)/2$ restricciones sobre B_0 para lograr la identificación, donde n es el número de variables en el modelo (Amisano y Giannini, 1997).

³ Las variables que representan a los dos primeros grupos son ampliamente consideradas como el conjunto mínimo de fundamentos para capturar la dinámica macroeconómica básica. Ver, por ejemplo, Rudebush y Svensson (1999) y Diebold, Rudebush y Aruoba (2006).

⁴ Una extensa gama de estudios utiliza la tasa de interés interbancaria como *proxy* de la TPM. Una razón en esto, es que la TPM es una variable discreta que los hacedores de política afectan ocasionalmente, por lo que provee poca ganancia desde el punto de vista econométrico. Otro motivo es que, además de las variaciones en la TPM, la tasa interbancaria también recoge de cierto modo los cambios en las operaciones de mercado abierto, permitiendo señalar apropiadamente la postura de la política monetaria.

Las restricciones implementadas, en este caso de sobreidentificación, son únicamente de tipo contemporáneas. La estructura de identificación se sintetiza en el siguiente sistema:

$$(6) \quad \begin{bmatrix} e_{AE_t} \\ e_{IP_t} \\ e_{TI_t} \\ e_{R_t^m} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & b_{22} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 \\ 0 & 0 & b_{43} & b_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{AE_t} \\ u_{IP_t} \\ u_{TI_t} \\ u_{R_t^m} \end{bmatrix}$$

Los supuestos de identificación considerados se resumen como sigue. En la primera fila, se considera que la actividad económica no es afectada contemporáneamente por las demás variables.⁵ Sin embargo, con la segunda fila, se asume que los cambios en la actividad económica generan un impacto sobre el nivel de precios en el mismo período. En la tercera fila, se supone que la tasa de política monetaria no es incidida de manera contemporánea por las otras variables; esto se justifica por el rezago en la disponibilidad de la información. Por último, por el mismo tema de la publicación de los datos, se presume que los rendimientos no responden de forma sincrónica a la actividad económica y la inflación, pero sí a la tasa de política monetaria.⁶

4.2. Prueba de causalidad de Granger

En adición a los modelos SVAR estimados, se utiliza la prueba de causalidad de Granger para determinar si las tasas de rendimiento de los bonos del Gobierno Central contienen información predictiva sobre la actividad económica y la inflación. Esta prueba se basa en el argumento de que, si los valores pasados de una variable X_t mejoran estadísticamente la predicción de otra variable Y_t , entonces X_t “causa en el sentido de Granger” a Y_t (Granger, 1969). Para realizar esta técnica, es importante que las series sean estacionarias para evitar el riesgo de obtener correlaciones espurias.

Las pruebas computadas se basan en los siguientes modelos bivariados:

$$(7) \quad X_t = a_{10} + \sum_{s=1}^p a_{1s} X_{t-s} + \sum_{s=1}^p b_{1s} R_{t-s} + u_t$$

$$(8) \quad R_t = a_{20} + \sum_{s=1}^p a_{2s} R_{t-s} + \sum_{s=1}^p b_{2s} Y_{t-s} + v_t$$

siendo X_t, R_t las variables a evaluar; p es el número de rezagos considerado en el sistema; y u_t, v_t son términos de error de ruido blanco con media cero. Las hipótesis nulas a contrastar asumen que una variable no causa en el sentido de Granger a la otra, por lo que un rechazo implicaría causalidad en el sentido de Granger.⁷ En el caso de este estudio, se abordará específicamente si las tasas R_t^m causan a la Granger a las variables $X_t = [AE_t, IP_t]$.

⁵ La literatura justifica este supuesto considerando que las firmas no cambian su producción y precios inmediatamente ante cambios inesperados en las condiciones financieras o en la política monetaria. Esto debido a la inercia y demora en la planificación o ajustes de costos.

⁶ Los datos sobre la actividad económica y la inflación vienen con un rezago, lo que impide que puedan ser usados de forma contemporánea por los jugadores del mercado en sus estrategias de negociación. Por el contrario, la tasa de política monetaria es una información inmediata que puede provocar efectos coetáneos sobre los rendimientos de los bonos de renta fija.

⁷ Para más detalles sobre la tecnicidad de la prueba, ver Granger (1969).

V. Datos

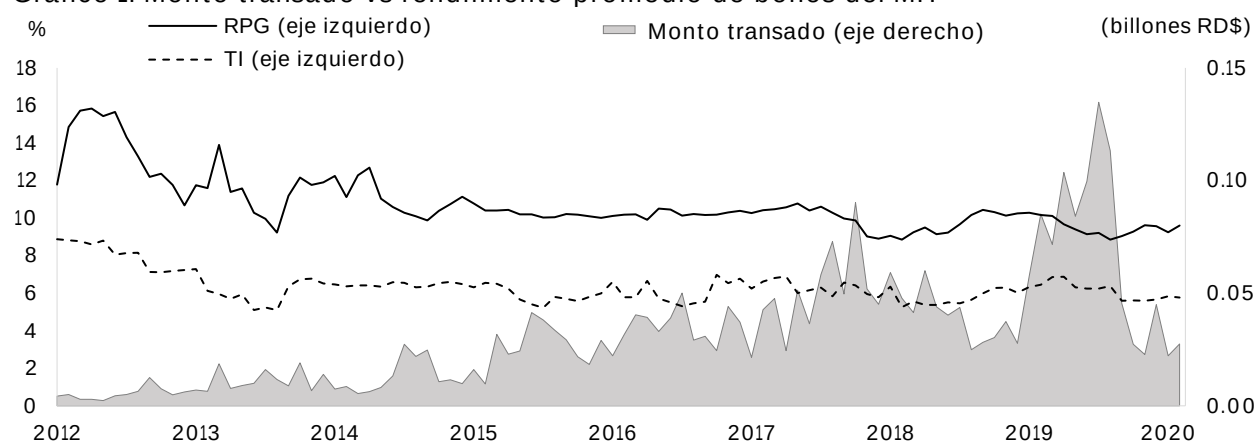
Para realizar las estimaciones descritas anteriormente, se utilizaron series de tiempo mensuales en el periodo comprendido desde enero 2012 a febrero 2020, para un máximo de 98 observaciones. La elección de esta muestra se acude principalmente a la disponibilidad y calidad de información de las tasas de rendimiento. A su vez, este periodo se enmarca dentro el esquema de metas de inflación en el país.

Las estadísticas del IMAE, IPC y tasa interbancaria provienen del Banco Central de la República Dominicana (BCRD), mientras que la base de datos para construir las tasas de retorno fue tomada de la Dirección General de Crédito Público (DGCP). Esta base contiene las operaciones del mercado secundario (MS) de los bonos del Ministerio de Hacienda (MH), según la metodología empleada a partir del 14 de diciembre del 2009.⁸ En función al periodo de vigencia (N) de los bonos en moneda nacional, las tasas de rendimiento mensuales se obtuvieron como el promedio ponderado por monto transado de todas las operaciones registradas en el mes. En particular, se computaron las siguientes tasas:⁹

$R1$: ($N \leq 1$ año) $R5$: ($2 \text{ años} < N \leq 5 \text{ años}$) $R10^+$: ($N > 10 \text{ años}$)
 $R2$: ($1 \text{ año} < N \leq 2 \text{ años}$) $R10$: ($5 \text{ años} < N \leq 10 \text{ años}$) RPG : $\forall N$ (rendimiento promedio general)

El gráfico 1 presenta la evolución histórica del monto total transado y el rendimiento promedio de los bonos del MH para la muestra que se analiza. Se refleja una relación inversa entre estas variables, siendo cónsona con la ley de la demanda: el aumento en la demanda de estos instrumentos, reflejado en el incremento del monto total transado, se vincula a una subida de sus precios, lo que se traduce en una disminución de sus rentabilidades. Además, en sentido general, se observa que la tasa de interés de política y la de rendimiento promedio se mueven en la misma dirección. En efecto, las tasas de rentabilidad por intervalos de madurez tienden a variar en el mismo sentido que la tasa de interés de política, según revela el gráfico 2.

Gráfico 1. Monto transado vs rendimiento promedio de bonos del MH

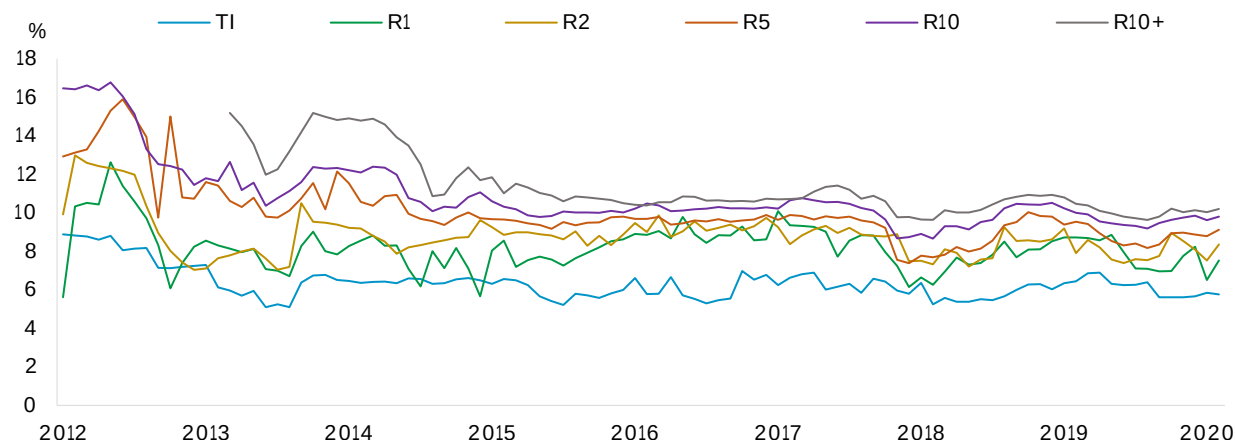


Fuente: elaboración propia con datos del BCRD y la DGCP.

⁸ En esta metodología, el registro de operaciones publicadas no contempla las operaciones de compra *spot* asociadas a una venta *forward* y/o viceversa. Los bonos del MH representan en promedio más del 50% del volumen transado en moneda nacional en el MS, constituyendo así una porción representativa de este mercado.

⁹ Estas tasas son comparables con las de otros estudios que persiguen objetivos similares. Las observaciones intermedias faltantes (alrededor de un 3% de los datos) fueron estimadas con el Filtro de Kalman Suavizado sobre modelos estructurales ajustados por máxima verosimilitud (ver Harvey, 1990; Jalles, 2009). Los bonos transados en el MS de madurez superior a 10 años se registran a partir de marzo de 2013.

Gráfico 2. Tasa de interés de política vs tasas de rendimiento de bonos del MH



Fuente: elaboración propia con datos del BCRD y la DGCP.

El cuadro 1 resume las estadísticas descriptivas de las tasas de interés, en tanto que el cuadro 2 muestra sus coeficientes de correlación. De antemano, se evidencia una correlación positiva entre la TI_t y las R_t^m que se aminora para una madurez mayor a 2 años.

Cuadro 1. Resumen de estadísticas descriptivas de las tasas de interés

	Obs.	Mínimo	Media	Mediana	Máximo	Desviación estándar	Asimetría	Curtosis
TI	98	5.097	6.337	6.305	8.876	0.839	1.300	4.828
R1	98	5.612	8.181	8.217	12.616	1.161	0.627	4.743
R2	98	7.033	8.799	8.777	12.974	1.194	1.486	5.976
R5	98	7.378	10.005	9.655	15.886	1.650	1.670	6.102
R10	98	8.653	10.882	10.284	16.763	1.786	1.923	6.493
R10+	84	9.623	11.307	10.767	15.175	1.548	1.374	3.685
RPG	98	8.853	10.711	10.280	15.837	1.529	1.769	6.075

Fuente: elaboración propia con datos del BCRD y la DGCP.

Cuadro 2. Coeficientes de correlación entre las tasas de interés

	TI	R1	R2	R5	R10	R10+	RPG
TI	1	0.311	0.356	0.339	0.320	0.246	0.338
R1	0.311	1	0.493	0.397	0.281	0.072	0.337
R2	0.356	0.493	1	0.494	0.371	0.224	0.431
R5	0.339	0.397	0.494	1	0.914	0.808	0.843
R10	0.320	0.281	0.371	0.914	1	0.927	0.914
R10+	0.246	0.072	0.224	0.808	0.927	1	0.856
RPG	0.338	0.337	0.431	0.843	0.914	0.856	1

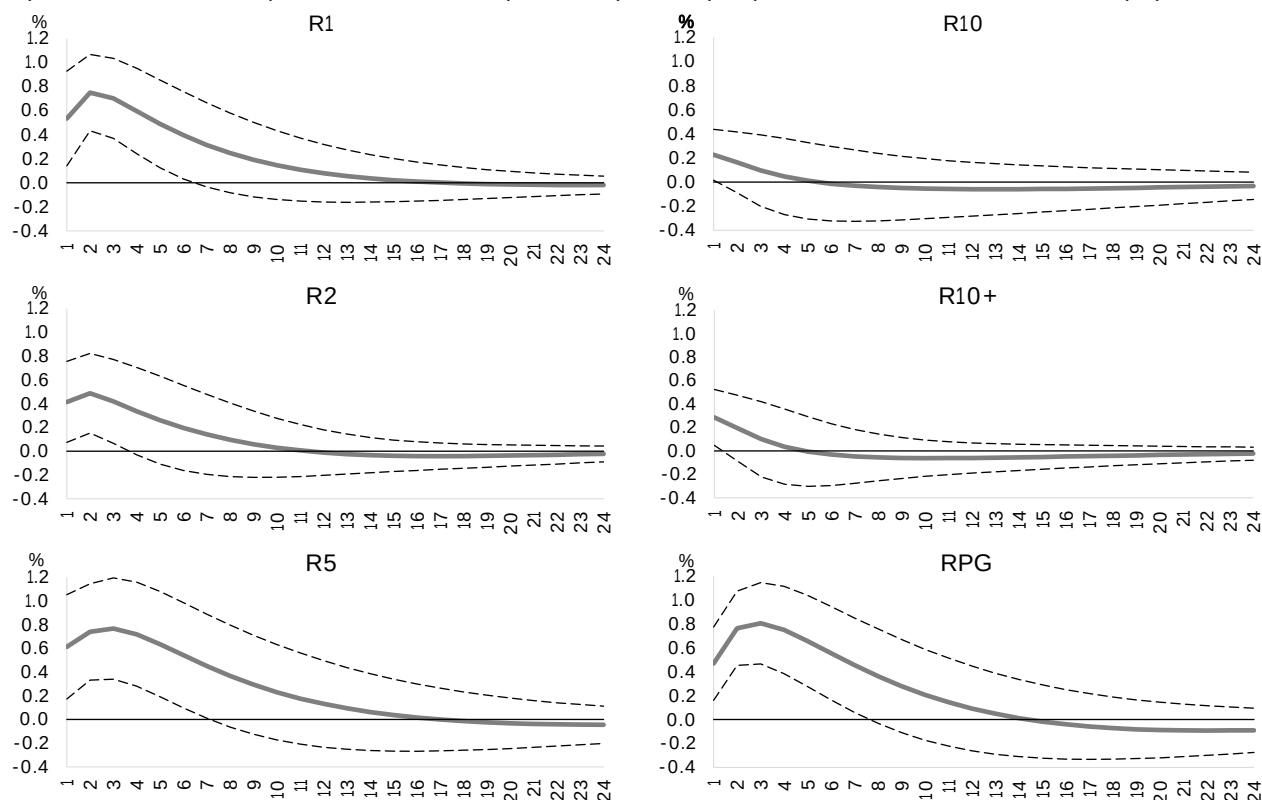
Fuente: elaboración propia con datos del BCRD y la DGCP.

VI. Resultados

Previo a las estimaciones, se evaluó la estacionariedad de las series con las pruebas de Dickey-Fuller Aumentada y Phillips-Perron (cuadro A1). Los resultados de estos contrastes indican que las variables son estacionarias en niveles, exceptuando la tasa $R10^+$, la cual se torna estacionaria luego de extraer su tendencia (filtro Hodrick-Prescott). Los modelos SVAR se estimaron con un (1) rezago a sugerencia de los criterios de Schwarz (SC) y Hannan-Quinn (HQ). De su parte, las pruebas de estabilidad sugieren que los modelos estimados son estables (gráfico A1).

El gráfico 3 ilustra las funciones de respuesta de las tasas de rendimiento ante un impulso de 1.0% en la tasa de política monetaria. Los resultados son, de modo general, consistentes con los encontrados por Cook y Hahn (1989), Edelberg y Marshall (1996), Evans y Marshall (1998, 2001), Calani (2015), entre otros. En concreto, ante un incremento de 100 pb en la TPM, las tasas de rendimiento responden significativamente en el mismo periodo, con elasticidades máximas entre 50-80 pb ostentadas en los dos meses subsiguientes en el caso de los bonos con madurez hasta cinco años.¹⁰ A mayor plazo de vencimiento, los efectos máximos ocurren en el periodo inicial, con magnitud de respuesta entre 20-30 pb.

Gráfico 3. Funciones de respuesta de tasas R_t^m ante impulso de 1.0% en la TI_t (Horizonte en meses) — Función impulso-respuesta (FIR) ---- Intervalo de confianza (IC): ± 2 d.s.



Nota: estas FIR e IC son muy similares a los obtenidos por descomposición generalizada y *Bootstrapping* al 95%.
Fuente: elaboración propia.

Con relación a la persistencia de respuestas, se obtiene que los efectos sobre las tasas de rendimiento para un período de vigencia superior a cinco años son significativos únicamente en el mes del choque, mientras que a menor plazo se prolongan hasta cuatro y siete meses. Este hallazgo anticipa que la política monetaria tiene más influencia en el corto plazo de la estructura de las tasas de rendimiento, mientras que el largo plazo se explicaría en mayor cuantía por otros factores.

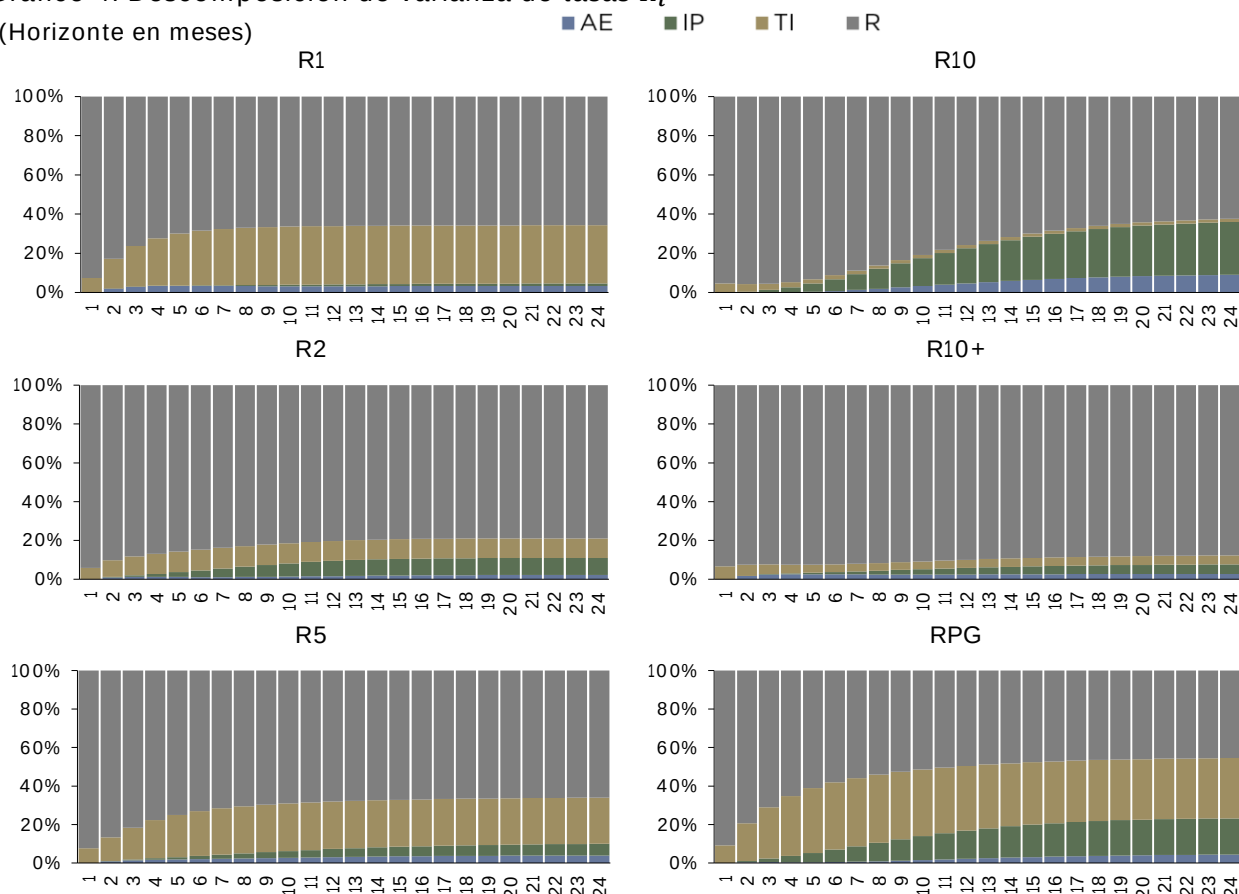
En sustento del punto anterior, el gráfico 4 presenta las descomposiciones de varianza para las tasas de rendimiento para un horizonte de 24 periodos. Efectivamente, aparte de sus propios rezagos (u otras variables no consideradas en los modelos), la tasa de política monetaria explica la mayor proporción de las variaciones de la tasa de rendimiento de menor plazo (R1)

¹⁰ Hasta este umbral, los bonos a dos años son evidentemente los de menor demanda en la muestra, lo que puede justificar que la tasa de rendimiento a ese plazo sea la más rígida a los cambios de política monetaria.

y juega un papel dominante en las rentabilidades de los bonos de madurez hasta cinco años, explicando alrededor de un 21.0% en promedio. Ante un periodo de vigencia más extenso, la actividad económica y principalmente la inflación, explican mayormente las variaciones en las tasas de retorno, relevando el rol de la TPM. Estos resultados guardan estrecho vínculo con la Hipótesis de las Expectativas y los argumentos de Keynes (1930) y Patino, Almonacid y Tamara (2013); el corto plazo de la curva se explica primariamente por la tasa de política y, el largo plazo, por las expectativas de los agentes que engloban el riesgo inflacionario y las condiciones económicas observadas.

Gráfico 4. Descomposición de varianza de tasas R_t^m

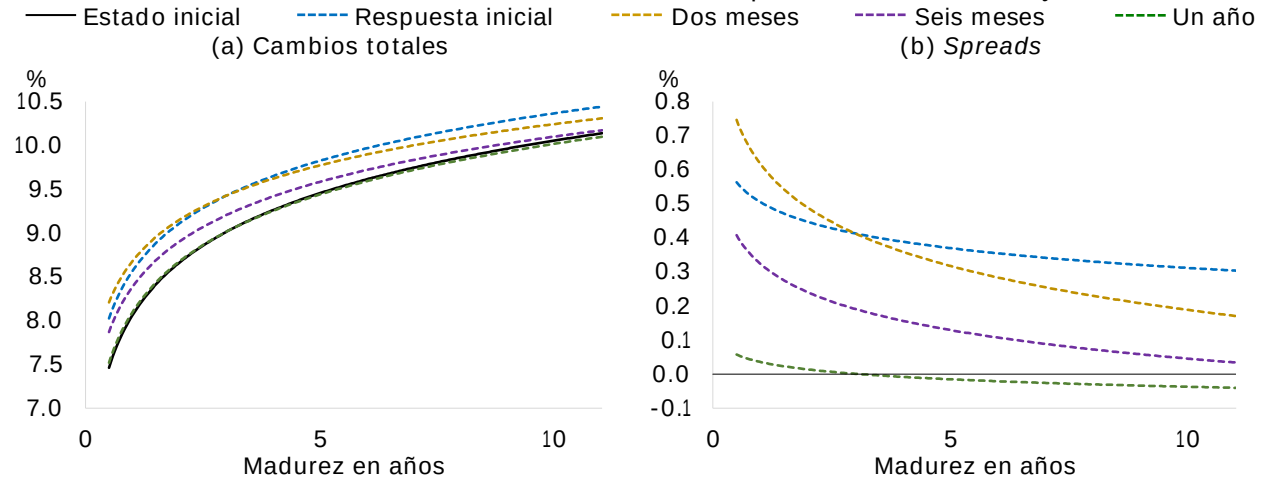
(Horizonte en meses)



Fuente: elaboración propia.

Partiendo de los datos registrados en el último periodo (estado inicial) y las funciones FIR obtenidas, es posible aproximar la reacción dinámica de la estructura de las tasas de rendimiento frente a un impulso de 1.0% en la tasa de política. El gráfico 5(a) muestra las estimaciones para el periodo del choque, y después de dos meses, seis meses y un año, entretanto el gráfico 5(b) ilustra los *spreads* absolutos en comparación al estado inicial.¹¹ Estos esquemas revelan que el impacto en la curva de rendimiento es un aumento más pronunciado en las tasas de corto plazo que disminuye a medida que incrementa la madurez del activo. En otras palabras, un choque contractivo de política monetaria eleva el nivel, aplana la pendiente y disminuye la curvatura de la curva de rendimiento.

¹¹ Las curvas fueron aproximadas con funciones logarítmicas, las cuales arrojaron los ajustes más plausibles.

Gráfico 5. Reacción de la curva de rendimiento ante impulso de 1.0% en la TI_t 

Fuente: elaboración propia.

En sincronía con la literatura, el aplanamiento en la pendiente de la curva de rendimiento es coherente con un escenario de mayores expectativas de desaceleración económica y disminución de la inflación, que son precisamente los efectos esperados ante un choque contractivo de política monetaria. Más aun, al cabo de doce meses después del choque, se percibe que las tasas de largo plazo presentan un diferencial negativo en comparación al estado inicial, lo que se puede acudir a una menor exigencia de rentabilidad por parte de los inversionistas del mercado a causa de una menor inflación observada para entonces. Esto último se enmarca dentro del planteamiento de Thornton (1998).

Por otra parte, el cuadro 3 contiene los resultados de las pruebas de causalidad de Granger, donde se reportan los valores-p para el rechazo de la hipótesis nula de que la tasa de rendimiento en cada fila no causa a la Granger a la actividad económica o inflación en función del número de rezagos indicado en cada columna. En síntesis, los estimados sostienen que las tasas de rendimiento de los bonos del Gobierno Central contienen información predictiva sobre el desempeño futuro de la actividad económica y la inflación. En específico, los contrastes muestran que la tasa de retorno a diez años es el indicador principal de los cambios en estas variables macroeconómicas en un horizonte de uno a tres meses, siendo remudada por la tasa de menor plazo cuando las regresiones incluyen seis rezagos. De su lado, la tasa a dos años y la de mayor plazo lideran, respectivamente, las predicciones sobre la inflación y la actividad económica cuando se consideran doce rezagos en las pruebas.

Cuadro 3. Pruebas de causalidad de Granger entre R_t^m y $X_t = [AE_t, IP_t]$

		AE					IP				
Rezagos:		1	2	3	6	12	1	2	3	6	12
R1		0.079*	0.083*	0.081*	0.033**	0.432	0.153	0.573	0.739	0.039**	0.373
R2		0.214	0.047**	0.015**	0.150	0.615	0.000***	0.174	0.535	0.107	0.080*
R5		0.002***	0.027**	0.207	0.373	0.124	0.062*	0.440	0.457	0.308	0.307
R10		0.002***	0.008***	0.073*	0.137	0.193	0.011**	0.033**	0.058*	0.078*	0.256
R10+		0.472	0.074*	0.103	0.073*	0.062*	0.291	0.240	0.410	0.660	0.574
RPG		0.005***	0.027**	0.070*	0.357	0.124	0.03**	0.193	0.463	0.114	0.383

Niveles de significancia: *** 1%; ** 5%; * 10%.

Fuente: elaboración propia.

En última instancia, cabe precisar que la causalidad de Granger está más relacionada con precedencia o predicción estadística que con causalidad en sentido usual. De esta forma, es recomendable complementar el análisis de Granger con otras herramientas que permitan profundizar el mecanismo por el que estas tasas de rendimiento inciden en la actividad económica y la inflación.

VII. Conclusiones

Las variaciones en las tasas de retorno de los bonos gubernamentales a las acciones de política monetaria constituyen una parte importante de su mecanismo de transmisión, pudiendo repercutir de manera importante en las decisiones de consumo e inversión de los agentes económicos, y consecuentemente, en la demanda agregada y los precios.

En este documento se estudió la reacción de las tasas de rendimiento de los bonos en moneda nacional del Gobierno Central ante un cambio en la tasa de política monetaria, y se evaluó el poder predictivo de estas tasas de rentabilidad sobre la actividad económica y la inflación. Para esto, se emplearon las técnicas econométricas de Vectores Autorregresivos Estructurales (SVAR) y pruebas de Causalidad de Granger, siguiendo datos mensuales en el periodo comprendido desde enero 2012 a febrero 2020.

Los resultados muestran evidencia de que, luego de un choque contractivo de política monetaria, las tasas de rendimiento de estos instrumentos aumentan significativamente, siendo este impacto más acentuado en las tasas de corto plazo y de efecto decreciente en magnitud y persistencia a medida que aumenta la madurez del activo. Lo anterior, por consiguiente, se refleja en un aumento del nivel, aplanamiento de la pendiente y disminución de la curvatura de la curva de rendimiento, lo que acorde con la literatura, es consistente con un escenario de mayores expectativas de contracción económica y disminución de la inflación.

En adición, se obtiene evidencia significativa de estas tasas de rendimiento pueden contribuir a predecir el desempeño futuro de la actividad económica y la inflación, destacado principalmente la tasa a plazo de diez años cuando se analiza un horizonte de uno a tres meses, la tasa de menor plazo para un pronóstico de seis meses y, la de mayor plazo, para una proyección de doce meses.

Si bien el mercado de bonos local no es tan profundo en comparación al de otras economías más desarrolladas, las estimaciones en base al registro estadístico actual apuntan a que las tasas de rendimiento pueden revelar información de interés para fines de política económica. En este sentido, posibles extensiones a este estudio están dirigidas a analizar la reacción de los bonos del Banco Central a sus acciones de política monetaria y su interacción con los demás instrumentos de renta fija y variable en el mercado de valores. De igual manera, evaluar la evolución dinámica de estas reacciones en el tiempo, de modo que se puedan identificar cambios estructurales que puedan alterar el mecanismo de transmisión. Por último, estudiar el traspaso de las tasas de rendimiento de los bonos locales al sector real y la inflación.

Referencias

- Amisano, G. y Giannin, C. (1997). *Topics in Structural VAR Econometrics* (2da ed.) Berlin: Springer.
- Andersson, M., Hansen, L. y Sebestyén, S. (2006). Which news moves the euro area bond market? European Central Bank (ECB) Working Paper No. 631.

Bernanke, B. (2003). Monetary Policy and the Stock Market: Some Empirical Results. In: Remarks by Governor Ben S. Bernanke at the Banking and Finance Lecture, Widener University, Pennsylvania, October 2, 2003.

Calani, A. (2015). Impacto de la política monetaria en los mercados financieros: evidencia para renta fija y variable EEUU-Colombia-Brasil-Chile-México. Tesis de maestría, Universidad de Chile.

Cook, T. y Hahn, T. (1989). The effect of changes in the federal funds rate target on market interest rates in the 1970s. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 24, No. 3, pp. 331-351

Culbertson J. (1957). The Term Structure of Interest Rates. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 71, No. 4, pp. 485-517.

Damodaran, A. (2016). The Cost of Capital: The Swiss Army Knife of Finance. New York University, Stern School of Business.

Diebold, F., Rudebusch, G. y Aruoba, S. (2006). The macroeconomy and the yield curve: A dynamic latent factor approach. *Journal of Econometrics*, Vol. 131, No. 1-2, pp. 309-338.

Edelberg, W. y Marshall, D. (1996). Monetary policy shocks and long-term interest rates. *Federal Reserve Bank of Chicago Economic Perspectives*, Vol. 20, No. 2, pp. 2-17.

Evans, C. y Marshall, D. (1998). Monetary policy and the term structure of nominal interest rates: Evidence and theory. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Elsevier, Vol. 49, No. 1, pp. 53-111.

Evans, C. y Marshall, D. (2001). Economic Determinants of the Nominal Treasury Yield Curve. *Federal Reserve Bank of Chicago Working Paper*, No. 2001-16.

Fisher, I. (1896). Appreciation and Interest. *American Economic Association*, Vol. 11, No. 4, pp. 331-442.

Granger, C. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Models. *Econometrica*, Vol. 37, pp. 424-438.

Hamilton, J. y Kim, D. (2002). A reexamination of the predictability of economic activity using the yield spread. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 34, No. 2, pp. 340-360.

Harvey, A. (1990) *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*. Cambridge university press.

Hicks, J. (1939). *Value and Capital*. Oxford: Clarendon Press.

Iwata, S. (2010). Monetary Policy and the Term Structure of Interest Rates When Short-Term Rates Are Close to Zero. *Monetary and Economic Studies*, Vol. 28, pp. 59-78.

Jalles, J. (2009). Structural Time Series Models and the Kalman Filter: A Concise Review. *FEUNL Working Paper No. 541*. University of Cambridge.

Jeanneau, S. y Tovar, C. (2008). Domestic securities markets and monetary policy in Latin America: overview and implications. *BIS Papers chapters*, in: Bank for International Settlements (ed.), *New financing trends in Latin America: a bumpy road towards stability*, Vol. 36, pp. 140-163. Bank for International Settlements.

Keynes, J. (1930). *A Treatise on Money*, Vol. II: The Applied Theory of Money. London: Macmillan.

Mehl, A. (2006). The Yield Curve as a Predictor and Emerging Economies. *European Central Bank Working Paper No. 691*.

Miranda, M. (2018). Latin American Local Capital Markets: Challenges and Solutions. *CFA Institute Research Foundation*, Vol. 4, No. 3.

Mishkin, F. (1996). The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy. NBER Working Paper No. 5464.

Modigliani F. y Sutch, R. (1966). Innovations in Interest Rate Policy. American Economic Review, Vol. 56, No. 2, pp. 178-197.

Patiño, E., Almonacid, P. y Tamara, A. (2013). Política monetaria y precio de activos: un análisis desde la tasa de interés para Colombia de 2003 a 2010. Finanzas y Política Económica, Vol. 5, No. 2, pp. 57-69.

Pétursson, T. (2001). The Transmission Mechanism of Monetary Policy: Analysing the Financial Market Pass-Through. Central Bank of Iceland, Working Paper No. 14.

Rudebusch, G. y Svensson, L. (1999). Policy Rules for Inflation Targeting. A chapter in Monetary Policy Rules from National Bureau of Economic Research, pp. 203-262.

Sensarma, R. y Bhattacharyya, I. (2016). Measuring monetary policy and its impact on the bond market of an emerging economy. Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies, Vol. 9, No. 2, pp. 109-130.

Sobrun, J. y Turner, P. (2015). Bond Markets and Monetary Policy Dilemmas for the Emerging Markets. BIS Working Papers 508.

Stock, J. y Watson, M. (2003). Forecasting output and inflation: The role of asset prices. Journal of Economic Literature, Vol. 41, No. 3, pp. 788-829.

Thornton, D. (1998). Tests of the market's reaction to Federal Funds rate target changes. Federal Reserve Bank of St. Louis Review, Vol. 80, No. 6, pp. 25-36.

Apéndice

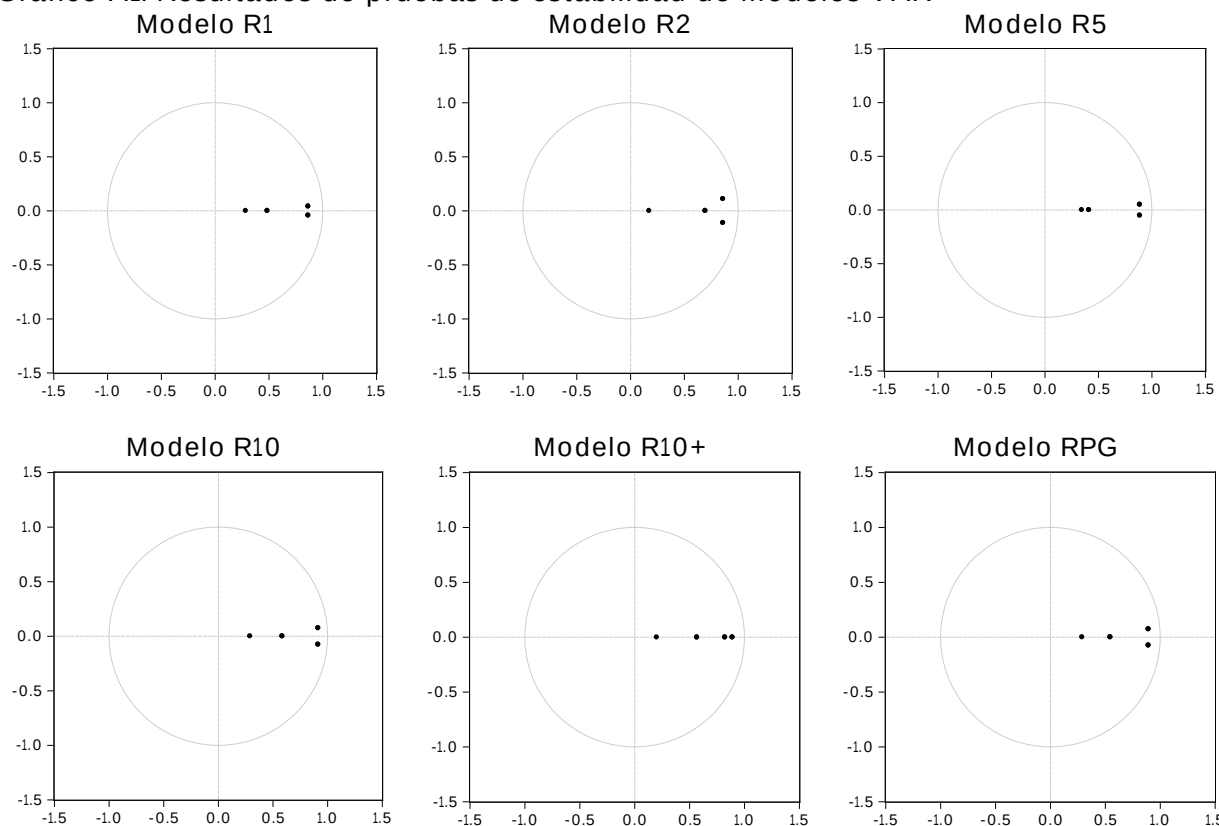
Cuadro A1. Resultados de pruebas de estacionariedad

Variables (en niveles)	Dickey Fuller Aumentado (ADF)			Phillips-Perron (PP)		
	A	B	C	A	B	C
R1	0.000	<u>0.000</u>	0.374	0.000	<u>0.000</u>	0.553
R2	0.063	<u>0.028</u>	0.198	0.057	<u>0.031</u>	0.453
R5	<u>0.003</u>	0.024	0.324	<u>0.003</u>	0.059	0.284
R10	<u>0.006</u>	0.002	0.037	0.191	<u>0.018</u>	0.060
R10+	0.359	<u>0.124</u>	0.113	0.233	<u>0.124</u>	0.166
RPG	<u>0.047</u>	0.183	0.191	<u>0.023</u>	0.189	0.442
AE	0.160	<u>0.039</u>	0.449	0.000	<u>0.000</u>	0.112
IP	0.138	<u>0.030</u>	0.103	0.154	<u>0.023</u>	0.060
Variable sin tendencia						
R10+	0.005	0.000	0.000*	0.075	0.018	0.004*

Notas: Los estadísticos reportados corresponden a los valores-p cuando se incluyen en las pruebas los siguientes componentes determinísticos: constante y tendencia (A), solo constante (B) o ninguna de las anteriores (C). Valores subrayados en cada fila indican las versiones (A, B o C) que se deben considerar en los contrastes (en base a la significancia estadística de los componentes determinísticos, al 5%) para el rechazo de la hipótesis nula (valor-p < 0.05). En las pruebas ADF, la longitud de rezagos se seleccionó en función al criterio de información de Schwarz. En las pruebas PP, se consideró el método de estimación espectral Barlett kernel y ancho de banda Newey-West.

Fuente: elaboración propia.

Gráfico A1. Resultados de pruebas de estabilidad de modelos VAR



*Ninguna raíz se encuentra fuera del círculo unitario. Los modelos satisfacen la condición de estabilidad.

Fuente: elaboración propia.

Densidad del pronóstico de inflación en la República Dominicana

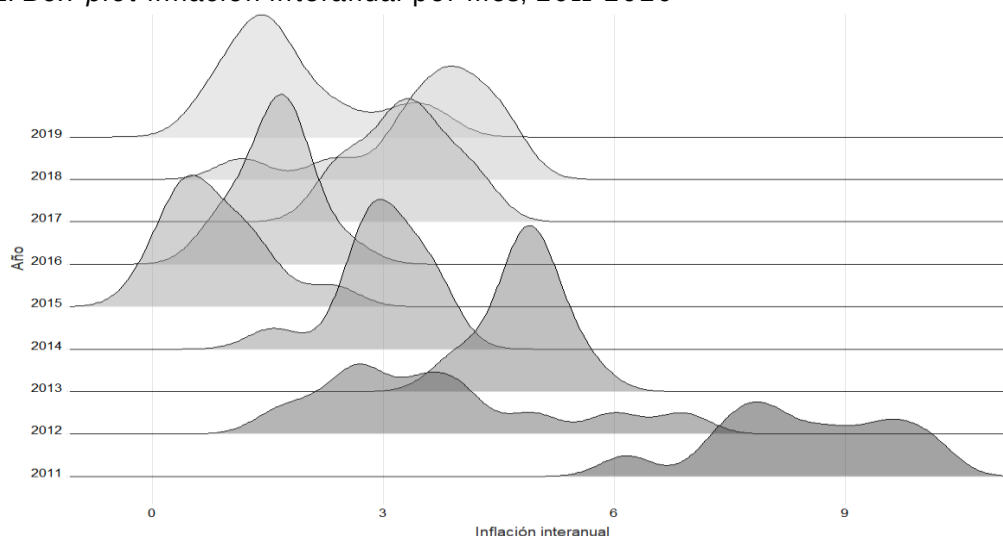
Por: Juan S. Quifóñez¹ y Nerys F. Ramírez²

I. Introducción

Desde 2012 el Banco Central de la República Dominicana (BCRD) formalizó el esquema de metas de inflación (EMI) para el manejo de la política monetaria. El EMI se adoptó por primera vez Nueva Zelanda (1989), y en este se precisa de la estimación puntual de los valores futuros de la inflación sobre los cuales los hacedores de política basaran sus decisiones. Es decir, que generalmente se utilizan estimaciones puntuales de inflación, sin embargo, las autoridades han comenzado a considerar la incertidumbre relacionada a este tipo de estimaciones (Hall y Mitchell, 2007; Rossi, 2014) utilizando un *fanchart* para mostrar la distribución de probabilidad del pronóstico de inflación para diferentes horizontes de pronóstico (Tay, Kenneth, y Wallis, 2000; Allen, 1998). Es decir, más allá de estimar un valor puntual de la inflación, es necesario comunicar sobre la incertidumbre alrededor de estas proyecciones.

Pese a lo anterior, tanto la dinámica como la incertidumbre asociada a los valores de la inflación varían en el tiempo, tal como se muestra en el gráfico 1, lo que dificulta la predicción densidades. En el caso nacional y en términos anuales,³ se verifica una reducción significativa del nivel medio de inflación posterior a la adopción del esquema de metas de inflación, condición que ha coincidido con una reducción en la amplitud de la distribución (Peña y Rosario, 2018; Checo y Camacho, 2019). Por tanto, la heterocedasticidad evidenciada en la dinámica de la volatilidad de la inflación hace que, al predecir valores futuros de la inflación, sea preciso no solo considerar el punto central de la misma, sino agregar la incertidumbre esperada.

Gráfico 1. *Box-plot* inflación interanual por mes, 2011-2020



Fuente: elaboración propia.

¹ División de Investigación Económica, Departamento de Programación Monetaria y Estudios Económicos.

² División de Modelos Macroeconómicos, Departamento de Programación Monetaria y Estudios Económicos. Para preguntas y comentarios escribir a j.quinonez@bancentral.gov.do y nerys.ramirez@bancentral.gov.do.

³ Se verifica cierta dinámica en la evolución mensual de la inflación, mostrando en promedio un aumento en los primeros meses del año y luego disminuye en el segundo trimestre. Mientras que la amplitud de cada mes tiende a cambiar de forma importante, exhibiendo mayor volatilidad para los meses del primer semestre del año.

Entendiendo la dinámica inflacionaria doméstica y la relevancia de estimar la incertidumbre alrededor de la medida futura de la inflación, este trabajo utiliza una función de densidad normal por partes, con asimetría y varianza cambiante en el tiempo, para obtener la densidad del pronóstico de la inflación y la incertidumbre asociada al error de pronóstico histórico a diversos horizontes. Los resultados muestran una relación histórica entre el nivel de inflación y la incertidumbre, además de asimetría en los choques asociados que mueven la densidad de pronóstico hacia la derecha e incide en las probabilidades estimadas. En términos del centro de las distribuciones estimadas, se espera que la inflación se mantenga en el rango meta con una probabilidad de 67.4% durante el año 2020, con un sesgo hacia menores presiones inflacionarias que hacen que la cola izquierda de las densidades estimadas, ganen masa en el rango por debajo del límite inferior de la meta de inflación.

La estructura del documento es: luego de introducir (sección I), la sección II presenta la revisión de la literatura; la secciones III y IV, muestran la metodología y las fuentes de datos, respectivamente; la sección V se utiliza para presentar los resultados; y, finalmente en la sección VI se muestran las conclusiones.

II. Revisión de la literatura

La literatura económica sugiere que las decisiones de consumo e inversión se ven incididas por la incertidumbre inherente a la inflación futura, esto hace relevante que la estimación puntual de inflación sea acompañada con proyecciones de densidades. Así, la bibliografía sobre densidades, pese a ser relativamente reciente, ha encontrado para países desarrollados, una fuerte relación positiva entre el nivel de inflación y la incertidumbre de la misma (Crawford y Kasumovich, 1996; Fountas, Karanasos, y Karanassou, 2000).

En términos de la relación entre el rendimiento del pronóstico y las características de la densidad, algunos autores han identificado que esta combinación lineal puede arrojar densidades con características considerablemente disímiles o divergentes, a la que está intrínseca en las estimaciones puntuales, con colas más pesadas a la de una distribución normal, aumentando la varianza de la densidad, aunque funcionando siempre al menos tan bien como los pronósticos individuales (Hall y Mitchell, 2007).

Referidos a la estimación, una estrategia identificada en literatura consiste en estimar media y varianza de la distribución de pronóstico en el tiempo, mediante modelos condicionados de volatilidad (Elliot y Timmermann, 2016) y utilizar factores específicos de riesgos como es la variación de los precios del petróleo y el tipo de cambio (Razi y Loke, nd). Aunque otros autores utilizan la incertidumbre inherente al error histórico de pronósticos para recuperar las proyecciones de los percentiles (Mazzeu, Ruiza, y Veiga, 2015).

Los ejercicios de evaluación de pronóstico han estado históricamente más centrados en estudiar el rendimiento puntual, siendo la evaluación de densidades uno de los principales problemas en el pronóstico de la probabilidad de funciones de densidad (Bera y Ghosh, 2003). Lo que se ha identificado en literatura es que la precisión del pronóstico medio es determinante para obtener buen rendimiento en la estimación de densidades futuras (Kenny, Kostka, y Masera, 2014).

Los autores Diebold, Gunther y Tay (1998) destacan tres razones que explican la falta de desarrollo de evaluación de densidades: i) los pronósticos de densidad se basan en supuestos

restrictivos y hasta dudosos, sin embargo, explican los autores, estos supuestos han probado ser ciertos y confiables, gracias a los avances en los métodos numéricos y simulaciones; ii) la falta de demanda por este tipo de pronóstico, aunque recientemente la necesidad de conocer la incertidumbre relacionada a las estimaciones puntuales ha ido en aumento, como así se resalta en el ámbito financiero; y, iii) la dificultad de los procedimientos. Para subsanar este bache, estos autores proponen un método de evaluación en el cual se evalúa la probabilidad acumulada de observar un valor inferior al valor realizado de la variable en cuestión, donde la probabilidad es medida utilizando el pronóstico de densidad.

III. Metodología

Los pronósticos puntuales usualmente intentan minimizar una función de pérdida, siendo cada vez más común que se acompañen de una proyección de densidades para incorporar la incertidumbre implícita en la proyección puntual, lo que puede incidir de forma positiva en la manera como se toman las decisiones de política (Elliot y Timmermann, 2016). En esta sección se muestra la metodología empírica seguida para estimar la densidad de pronóstico. La estrategia usada modela en primer lugar, la dinámica de la media y volatilidad condicional de la serie de inflación, para luego, a partir de un método paramétrico, proyectar los percentiles asumiendo una distribución normal y la incertidumbre asociada al error histórico del pronóstico a diversos horizontes.

La media de la serie se modela a partir de un modelo autorregresivo integrado de media móvil (ARIMA):

$$(1) \quad \phi(B)(1-L)^d x_t = \theta(B)\varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim RB(0, \sigma_{\varepsilon_t}^2)$$

donde $x_t \sim (d)$ es la serie en el momento t ; $\phi(B)$ es el polinomio autoregresivo; $(1-L)^d = \Delta^d$ utiliza el operador de retardos (L) para expresar la serie en diferencias, asociada al orden de integración de la misma (d); $\theta(B)$, es el polinomio de medias móviles; finalmente, $\varepsilon_t \sim RB(0, \sigma_{\varepsilon_t}^2)$ representa un proceso ruido blanco con distribución normal.

La volatilidad se observa a partir de un GARCH asimétrico (GJR-GARCH) propuesto por Glosten-Jagannathan-Runkle, quienes propusieron integrar una variable binaria para distinguir el efecto de los choques en las fluctuaciones de la inflación en función de su signo:

$$(2) \quad h_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q (\alpha_i + \gamma D_{\varepsilon_{t-i} \leq 0}) \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j}^2$$

Aquí h_t^2 es la varianza condicional, esta permite obtener una estimación sobre la incertidumbre asociada al valor de la inflación, considerando una distinción en la dirección de los choques en el nivel de inflación (ε_t); ω es la constante del modelo, y logra incorporar reversión en volatilidad; α_i y γ capturan los choques (positivos y negativos, respectivamente) del cuadrado del residuo estimados en el modelo ARIMA; mientras que β_j es un estimador de la persistencia de la varianza condicional. Teóricamente, el GJR-GARCH considera la condición de reversión a

la media de la volatilidad, por lo que, la estimación de la varianza condicional futura converge siempre a la varianza incondicional de largo plazo (h^2)⁴:

$$(3) \quad h_{t+h|t}^2 = h^2 + (\alpha_i + 0.5\lambda + \beta_1)^{h-1}(h_t^2 - h^2)$$

Ahora, como el objetivo es predecir $x_{t+h}|t$ condicionado a la información disponible en t , entonces el error de pronóstico de un modelo ARIMA vendría dado por $x_{t+h}|t = E[x_{t+h}|x_1, \dots, x_t]$. Por tanto, para procesos ARIMA estacionarios (cumplen la condición de invertibilidad), la densidad de pronóstico se puede obtener mediante (Mazzeu, Ruiza, y Veiga, 2015):

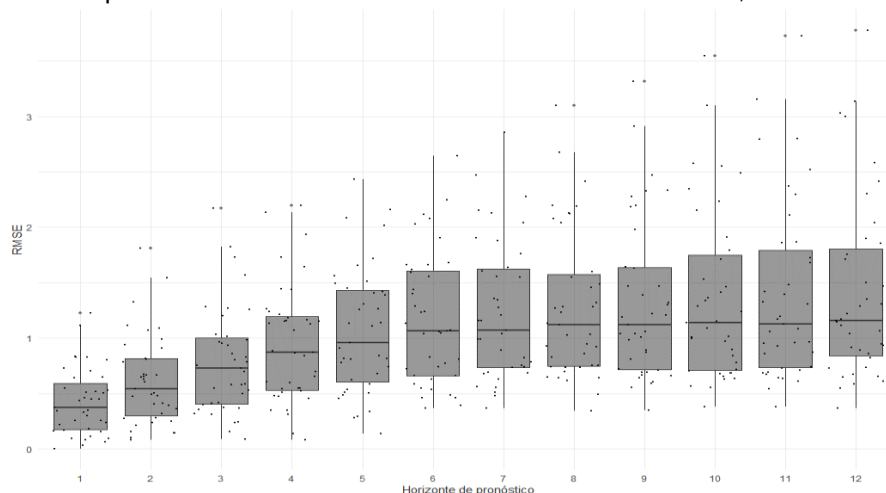
$$(4) \quad x_{T+h}|x_1, \dots, x_T = N(x_{T+h}|T, RMSE(e_{T+h|T}))$$

donde x_{T+h} se proyecta con el modelo GARCH asimétrico y $RMSE(e_{T+h|T})$ es la raíz de la media del error⁵ cuadrático a h pasos (*Root-mean-square error*, RMSE o Error Cuadrático Medio, ECM), que compara el valor observado (x_{t+h}) de la inflación en $t + h$, con el pronosticado ($f_{t+h|t}$) en t :

$$(5) \quad ECM_h = \sqrt{n^{-1} \sum_{t=T}^n e_{t+h|T}^2} = \sqrt{n^{-1} \sum_{t=T}^n (x_{t+h} - f_{t+h|t})^2}$$

Este error de pronóstico (ECM) se obtiene como la mediana de la serie histórica de errores del modelo ARIMA a los plazos correspondientes. La estimación histórica se realiza mediante ventana recursiva con 70 observaciones, partiendo en enero 2011. Los resultados del ejercicio verifican que esta incertidumbre tiende a crecer en la medida en que se avanza hacia delante en el tiempo (gráfico 2).

Gráfico 2. RMSE del pronóstico de la inflación a diversos horizontes, 2011-2019



Fuente: elaboración propia.

La prueba de especificación y validación de los modelos se realiza mediante el contraste de autocorrelación de Ljung-Box sobre el nivel y el cuadrado de los residuos estandarizados, para

⁴ Los autores Razi y Loke (nd, pág. 4) establecen que las variaciones históricas pueden no necesariamente mostrar la incertidumbre asociada al error de pronóstico.

⁵ $e_{t+h} = x_{t+h} - f_{t+h|t}$.

probar autocorrelación en media y efecto ARCH, respectivamente. Los residuos estandarizados se obtienen como:

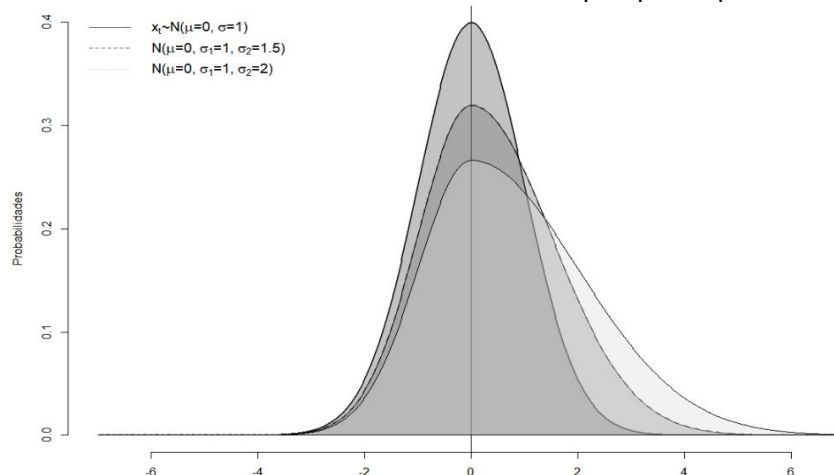
$$(6) \quad z_t(\theta_0) = \frac{\varepsilon_t(\theta_0)}{\sqrt{h_t^2}}$$

La función de densidad utilizada se estima a partir de una normal por partes que permite introducir asimetría en la forma de la distribución (ecuación 7). La dinámica de la asimetría de la serie se proyecta usando una ventana móvil de 2 años, esta ventana permite obtener una serie histórica de asimetrías con la que se realiza el pronóstico de los valores futuros en el horizonte de interés.

$$(7) \quad f(x; \mu, \sigma_1, \sigma_2) = \begin{cases} \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{\pi}(\sigma_1 + \sigma_2)} e^{-\frac{1}{2\sigma_1^2}(x-\mu)^2}, & -\infty < x \leq \mu \\ \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{\pi}(\sigma_1 + \sigma_2)} e^{-\frac{1}{2\sigma_2^2}(x-\mu)^2}, & \mu < x < \infty \end{cases}$$

El gráfico 3 muestra las funciones de densidad de diversas alternativas de esta distribución. Esta función permite proyectar las densidades y calcular probabilidades de ocurrencia de eventos en rangos determinados (Elliot y Timmermann, 2016), pudiéndose estudiar la probabilidad de que la inflación se mantenga dentro de un rango de interés, como el establecido en el EMI. Estas probabilidades se estiman siguiendo tres estrategias o funciones de densidad: i) usando una normal estándar; ii) normal asimétrica con dos piezas (momentos parciales que asumen una media de incertidumbre dependiendo del lugar respecto a la media, donde se encuentre (ecuación 7); y, iii) una combinación de pronósticos a partir de los datos proporcionados por diversos modelos univariados de series temporales, cuyo punto medio e incertidumbre se estima a partir de la mediana y la desviación de los resultados de cada modelo en cada horizonte.

Gráfico 3. Curva de densidad de distribuciones normales por pieza para variables simuladas



Fuente: elaboración propia con series simuladas.

Para la evaluación de las alternativas de estimación de la función de densidad usada para proyectar densidades, se utiliza la prueba de uniformidad para verificar la validez de las mismas. Esta prueba no rechaza la utilización de una distribución gaussiana por partes, con asimetría

estable en el tiempo⁶. Este contraste utiliza la transformación de la trayectoria x_t , considerando las densidades pronosticadas:

$$(8) \quad z_t = \int_{-\infty}^{x_t} \Pr(u) du$$

En el caso de una estimación optima $z_t \sim U(0,1)$. La prueba está sustentada en que dada una serie x_t con función de densidad $\Pr(x_t)$, la transformada de esta función de densidad será una variable *iid* $U(0,1)$.

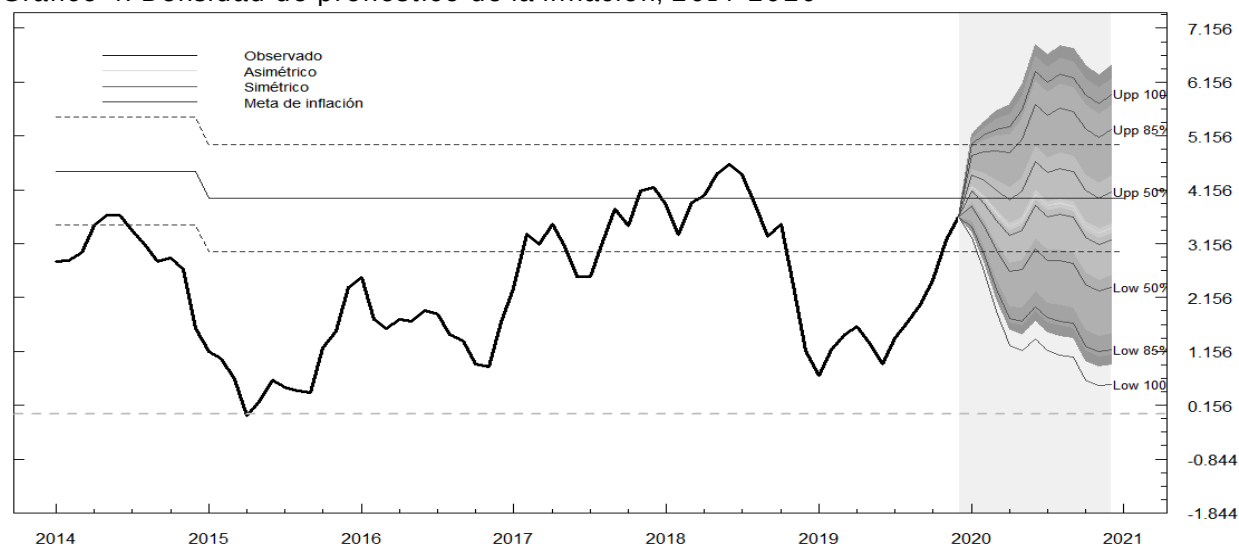
IV. Datos

El documento utiliza la serie del índice de precios al consumidor (IPC) base 2010, publicado mensualmente por el Banco Central de la República Dominicana. En el gráfico 5 (apéndice) se puede verificar heterocedasticidad en la serie histórica de inflación, con respuesta asimétrica en función del signo de los choques de volatilidad (apalancamiento) así como la ausencia de autocorrelación en el modelo ARIMA seleccionado.

V. Resultados

En el gráfico 4 se verifican las densidades estimadas utilizando las estrategias planteadas, considerando no simetría sobre las densidades proyectadas, validadas por la prueba de uniformidad.

Gráfico 4. Densidad de pronóstico de la inflación, 2014-2020



Nota: la media es ligeramente superior a la mediana, propio de densidades con asimetría positiva.
Fuente: elaboración propia usando datos del IPC del BCRD.

En términos de inflación interanual, se espera que alcance un nivel de 3.96% para el mes de enero de 2020, donde los modelos consideran que la aceleración inflacionaria llegue a su pico, para posteriormente descender hasta 3.18% interanual en diciembre del mismo año. Al contrastar las probabilidades arrojadas según los supuestos en la distribución normal y las

⁶ El p.valor de la prueba es de 0.8585652, mientras que al considerar una asimetría dinámica el valor asumido es 0.01018552, por tanto, se opta por el primer modelo.

metodologías usadas, se verifica que los modelos consideran que en casi un 90% de probabilidad, la inflación estará dentro del rango meta durante el primer trimestre del año, aunque con unas probabilidades levemente mayores en el caso del modelo asimétrico⁷. Sin embargo, a un horizonte mayor, estas probabilidades difieren de manera importante, especialmente respecto a la estrategia de combinación de pronóstico, que muestra mayor persistencia en media⁸ y colas más pesadas, lo que, sumado al incremento de la incertidumbre con el horizonte de pronóstico, arroja mayores probabilidades de obtener inflaciones por encima del rango meta establecido en el EMI (cuadro 1).

Cuadro 1. Probabilidades estimadas según rango del esquema de metas de inflación, 2020

t+h	Normal simétrica			Normal simétrica con LPM			Combinación modelos		
	Dentro de la meta	Por debajo de la meta	Por encima de la meta	Dentro de la meta	Por debajo de la meta	Por encima de la meta	Dentro de la meta	Por debajo de la meta	Por encima de la meta
Ene	99.2	0.5	0.3	95.5	2.7	1.8	90.4	9.0	0.6
Feb	92.2	6.2	1.6	94.2	4.8	2.4	92.7	6.0	1.4
Mar	68.3	30.4	1.3	75.2	24.7	3.5	88.6	7.4	4.0
Abr	57.8	40.2	2.1	64.3	35.7	4.2	81.5	9.3	9.2
May	55.7	41.2	3.1	63.7	36.3	4.3	73.4	11.5	15.0
Jun	57.7	35.8	6.5	74.5	25.4	7.3	66.0	12.9	21.1
Jul	51.9	43.8	4.3	60.4	39.6	7.5	60.9	13.4	25.8
Ago	52.0	42.4	5.6	63.3	36.7	8.1	55.7	14.7	29.6
Sep	53.7	40.2	6.1	67.4	32.6	8.8	51.4	15.6	33.0
Oct	43.0	53.7	3.2	44.2	55.8	8.3	47.0	17.0	35.9
Nov	44.1	52.7	3.3	45.8	54.2	8.4	43.6	17.8	38.5
Dic	50.3	44.0	5.8	60.7	39.3	9.4	40.8	18.8	40.4
Promedio trimestral									
t1	86.6	12.4	1.0	88.3	10.7	2.6	90.6	7.4	2.0
t2	57.0	39.1	3.9	67.5	32.5	5.3	73.6	11.2	15.1
t3	52.5	42.1	5.4	63.7	36.3	8.1	56.0	14.5	29.5
t4	45.8	50.1	4.1	50.2	49.8	8.7	43.8	17.9	38.3

Fuente: elaboración propia usando datos del IPC del BCRD.

Las estimaciones consideran que las probabilidades de que la inflación se mantenga dentro del rango meta es de 95.5% durante el mes de enero y 88.3% en promedio durante el primer trimestre del año (cuadro 1), esto considerando una distribución normal con momentos parciales respecto a su promedio. Mientras que, a plazos mayores, la probabilidad de ésta mantenerse dentro del rango meta se reduce hasta 60.7% (último trimestre del año), principalmente, debido a que la probabilidad de que la inflación se ubique por debajo del rango meta se incrementa durante el año, alcanzando un 39.3% hacia el mes de diciembre de 2020. Finalmente, en términos promedios, la probabilidad de que la inflación se mantenga dentro del

⁷ Los autores Elliot y Timmermann (2016) establecen que, dado $\sigma_2 > \sigma_1$, la distribución está sesgada hacia la derecha, lo que le lleva asignar mayores probabilidades a los altos valores positivos, respecto a los negativos.

⁸ Cuando se compara el centro de la densidad de pronóstico con la obtenida mediante la combinación de pronósticos de modelos univariados, se verifica una menor dinámica en su evolución histórica, fluctuando alrededor del 3.88%. Este hecho promueve que la probabilidad de que la inflación se mantenga dentro del rango sea significativamente mayor en los modelos de combinación de pronósticos, aunque dichas probabilidades son más parecidas durante la segunda mitad de la muestra consideradas.

rango meta durante el horizonte de 12 meses es igual a 67.4%, con un sesgo a ubicarse por debajo del rango durante el horizonte.⁹

VI. Conclusión

El documento realiza una propuesta metodológica para proyectar densidades sobre la inflación futura a partir de un modelo que combina la estrategia ARIMA con modelos GARCH asimétricos de volatilidad (GJR-GARCH) y asumiendo la incertidumbre asociada al error de pronósticos a diversos horizontes. Los resultados indican que omitir la asimetría en las densidades estimadas proyectan niveles colas izquierdas relativamente más pesadas, lo que asigna menos probabilidades a eventos extremos positivos.

En términos de probabilidad los modelos indican que la probabilidad de que la inflación se mantenga dentro del rango meta del EMI durante el año 2020 es de 67.4%, con un sesgo hacia la baja asociado a menores presiones inflacionarias hacia final del horizonte considerado.

Finalmente, se observa que las densidades de pronóstico son sensibles a las especificaciones realizadas sobre los modelos, por lo que, futuras investigaciones deberán considerar evaluaciones de densidades e intentar recuperar la incertidumbre asociada al pronóstico derivada de los distintos grupos y componentes de la inflación.

Referencias

- Allen, W. E. (1998). *Inflation Targeting: The British Experience*. Bank of England.
- Bera, A., y Ghosh, A. (2003). *A formal test of density forecast evaluation*. University of Illinois and Singapore Management University.
- Checo, A., y Camacho, F. (2019). *Impacto macroeconómico de una política monetaria con metas de inflación*. Nueva Literatura Económica, BCRD.
- Crawford, A., y Kasumovich, M. (1996). *Does Inflation Uncertainty Vary with the Level of Inflation?* Ontario: Bank of Canada.
- Diebold, F. X., Gunther, T. A., y Tay, A. S. (1998). *Evaluating Density Forecast*. *International Economic Review*, 863-883.
- Elliot, G., y Timmermann, A. (2016). *Economic forecasting*. United States of America: Princeton University.
- Fountas, S., Karanasos, M., y Karanassou, M. (2000). *A GARCH Model of Inflation and Inflation Uncertainty with Simultaneous Feedback*. Heslington: University of York.
- Hall, S., y Mitchell, J. (2007). *Combining density forecasts*. (L. U. Department of Economics, Ed.) *International Journal of Forecasting*.
- Kenny, G., Kostka, T., y Masera, F. (2014). *Density Characteristics and Density Forecast Performance: a Panel Analysis*. Working Paper Series.

⁹ Aunque al respecto es importante resaltar que este sesgo podría aumentar o disminuir durante el año en función de los factores de incertidumbre que están incidiendo sobre la incipiente reactivación de la actividad económica mundial, que incidiría posteriormente sobre los precios de los combustibles.

Mazzeu, J., Ruiza, E., y Veiga, H. (2015). Model uncertainty and the forecast accuracy of ARMA models: A survey. (U. C. Madrid, Ed.) UC3M Working Papers, ISSN 2387-0303. Recuperado el 20 de 2 de 2020, de <https://e-archivo.uc3m.es/bitstream/handle/10016/20707/ws1508.pdf?sequence=1>

Peña, P., y Rosario, P. (2018). Adopción de Esquemas de Metas de Inflación y el Traspaso de Tipo de Cambio: Evidencia para República Dominicana. Ciencia, Economía & Negocios.

Razi, A., y Loke, L. (nd). Fan Chart: The Art and Science of Communicating Uncertainty. Bank Negara Malaysia.

Rossi, B. (2014). Density Forecasts in Economics and Policymaking. Barcelona, Spain: CREI.

Tay, A., Kenneth, F., y Wallis, F. (2000). Density Forecasting: A Survey. National University of Singapore, 235-254.

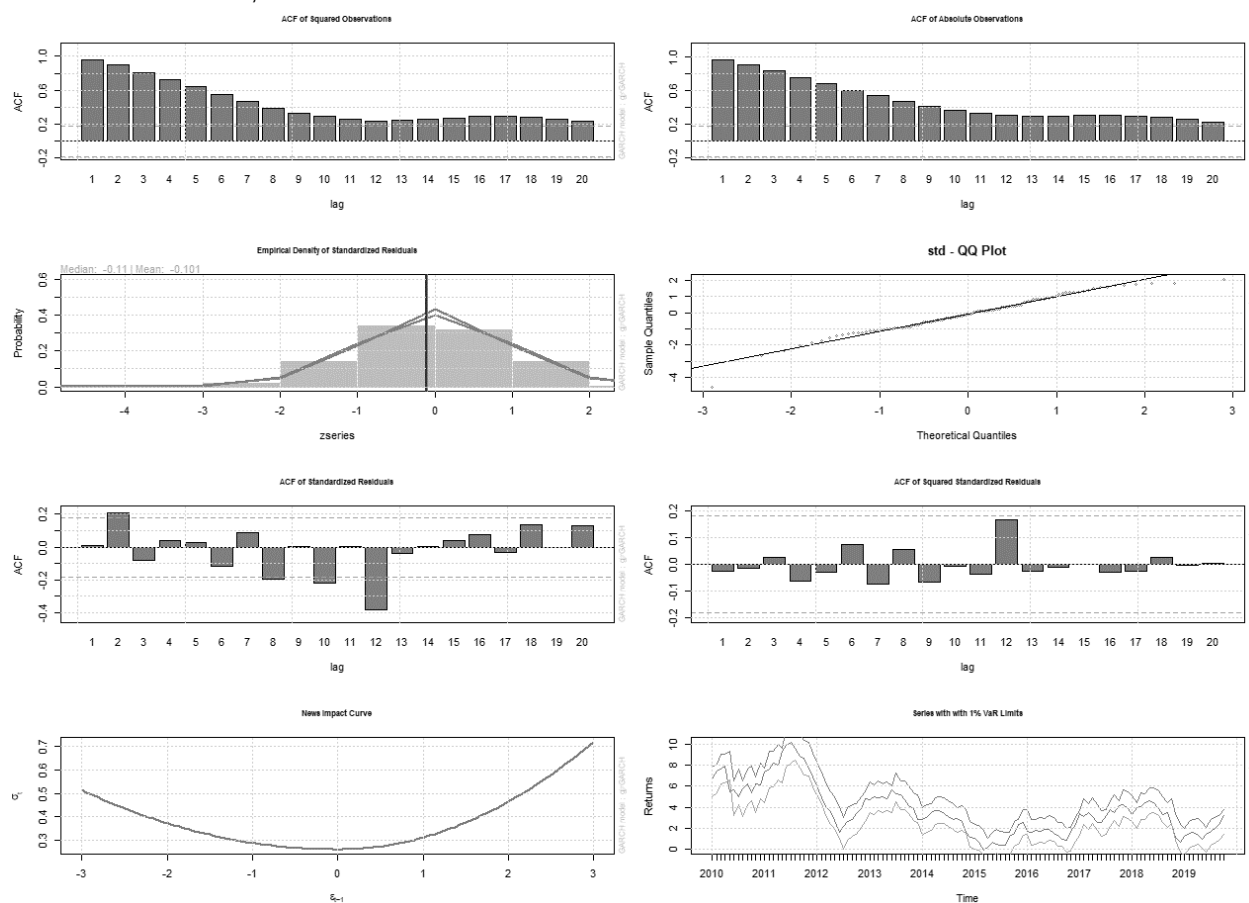
Apéndice

Cuadro 2. Parámetros del modelo GARCH estimado

Estadísticos	GARCH	ee	GJR-GARCH	ee
μ Constante ARIMA	6.46	0.586443	6.44	0.290368
ϕ (AR)	0.99	0.016158	0.99	0.018704
θ (MA)	0.246	0.076521	0.244	0.080466
ω Constante GARCH	0.011	0.012861	0.010	0.007808
α (ARCH)	0.035	0.033821	0.053	0.048893
β (GARCH)	0.92	0.061448	0.923	0.028088
λ (Apalancamiento)			0.064377	0.064377

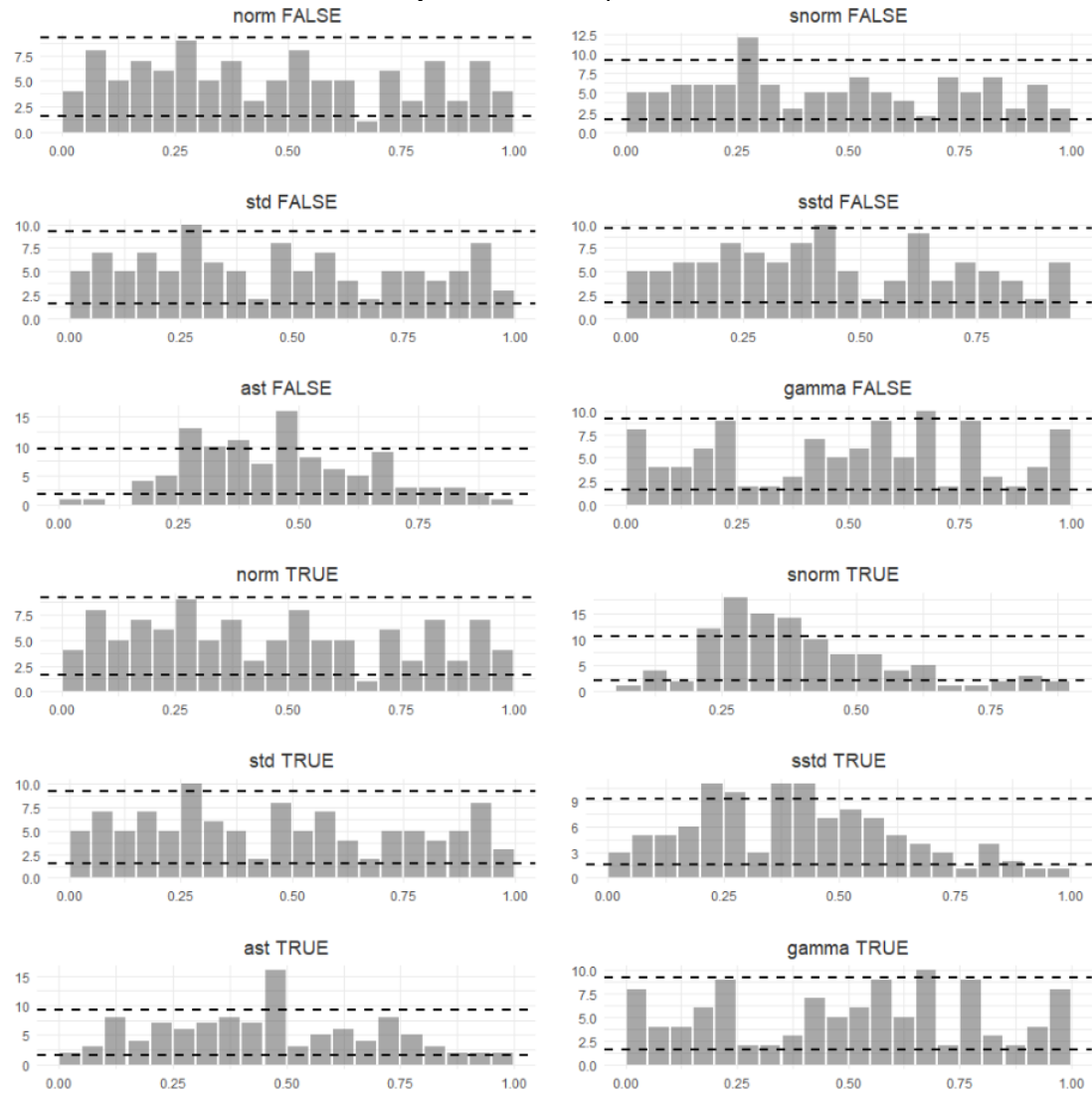
Fuente: elaboración propia usando datos del IPC del BCRD.

Gráfico 5. GARCH, 2010-2019



Fuente: elaboración propia usando datos del IPC del BCRD.

Gráfico 6. Prueba de uniformidad bajo distintos supuestos en la distribución, 2010-2019



Fuente: elaboración propia usando datos del IPC del BCRD.

Principales determinantes de las importaciones en la República Dominicana. Periodo: 1996-2019

Por: Anyelo R. Taveras De La Rosa¹

I. Introducción

Las relaciones comerciales entre países han generado, desde sus inicios, uno de los principales ejes de discusión, en lo relacionado al análisis del crecimiento económico. Desde la teoría de la ventaja absoluta planteada por Adam Smith, en el siglo XVI, que indicaba que la acumulación de riqueza se sustentaba en el excedente de las exportaciones sobre las importaciones manteniendo en términos favorables la balanza comercial hasta la teoría de la ventaja comparativa de David Ricardo (1959), con la cual se genera una nueva percepción acerca del comercio internacional, donde los países deben especializarse en aquello que les resulta más fácil producir, e importar aquellos bienes que les presentan un mayor costo de oportunidad. No obstante, desde principios del siglo XX, con la Teoría general del empleo, el interés y el dinero de Keynes (1936), el interés se centró en la balanza comercial con la variable exportaciones como conductora del superávit y en consecuencia del crecimiento económico, teniendo los países como horizonte, que lo más favorable en una economía abierta es procurar el aumento de las exportaciones y la disminución de las importaciones.

A pesar de todo esto es importante indicar que las importaciones juegan un rol fundamental en el crecimiento económico y en el desarrollo de los países, ya que mediante estas se pueden obtener bienes intermedios. Por lo cual lo relevante en ellas no será su monto nominal, sino los tipos de bienes que se han importado, impactando así las importaciones a las economías mediante la compra de bienes que son producidos con un alto costo de oportunidad a nivel local o que simplemente no se produce, logrando por lo tanto aumentar la canasta de bienes para el consumo interno. Siendo esta una de las razones por la cual aumenta el dinamismo de la demanda de importaciones desde el resto del mundo.

Pese al aporte positivo, de las importaciones sobre la dinámica económica de los países, los trabajos de investigación sobre el comercio internacional, en su mayoría se han concentrado en verificar el papel de las exportaciones en el crecimiento económico, sin tomar en cuenta a las importaciones y su rol sobre dicho crecimiento y los determinantes reales de las mismas². Sin embargo, en las últimas décadas han sido publicados varios trabajos de investigación en los cuales los autores³ han justificado que las importaciones constituyen un factor clave para el crecimiento y desarrollo de los países, principalmente para los que se encuentran en ruta a alcanzar el desarrollo, mediante la obtención de bienes de capital y tecnología que permiten incentivar las economías de dichos países. A pesar de los aportes de estos autores, los estudios realizados sobre el impacto de las importaciones en el crecimiento económico y sobre los principales factores que influyen en el desarrollo de las mismas, siguen siendo escasos.

¹ División de Modelos Macroeconómicos, Departamento de Programación Monetaria y Estudios Económicos. Para preguntas y comentarios escribir ar.taveras@bancentral.gov.do.

² Panas y Vamvoukas (2002), Balaguer y Cantavella-Jordá (2001), Abdulai y Jaquet (2002), Awokuse (2003), Sharma y Panagiotidis, (2005) y Jin (2002), Alonso y Patiño (2007), entre muchas otras.

³ Autores como Lee (1995) y Uğur (2008).

Dado el rol de las importaciones sobre el crecimiento económico y el desarrollo de los países, el objetivo del presente documento, es modelar una función de importaciones reales, de manera agregada, para el caso de la República Dominicana y entender los determinantes del crecimiento de la misma. Con tal objetivo, se determinó el conjunto de variables reales con las que guardan relación tanto en el corto como en el largo plazo.

Con la finalidad de encontrar relaciones de cointegración entre las variables de interés y la demanda de importaciones, se utiliza el procedimiento de Engle y Granger (1987). Se toman en cuenta variables, en términos reales, tales como el PIB local, la apertura comercial, el tipo de cambio y el deflactor, indicando los resultados obtenidos en las estimaciones que, tanto en el corto como en el largo plazo, el PIB agregado y la apertura comercial tiene efectos positivos, mientras que, el tipo de cambio tiene efectos negativos sobre las importaciones.

La estructura del presente artículo es la siguiente: la sección II resume la teoría sobre el comportamiento de las importaciones, su influencia sobre el crecimiento económico y las posibles variables que determinan su comportamiento. En la sección III se muestra de manera detallada la metodología empleada. En la sección IV se presenta una descripción de las variables y un análisis sobre su comportamiento para el periodo 1996-2019. En la sección V se exhiben las ecuaciones econométricas de corto y de largo plazo para demanda de importaciones de bienes y servicios. En la sección VI se exponen los resultados de las estimaciones de cada ecuación y, finalmente, la sección VII contiene las conclusiones y las lecciones derivadas de esta investigación.

II. Revisión de literatura

En relación al comercio internacional existen diferentes teorías, que hacen énfasis en los distintos factores que influyen en el dinamismo comercial entre los países. Algunas de estas teorías, abordan como tema central a las importaciones de bienes y servicios demandados por los residentes de un determinado país.

Durante el siglo XVI, los mercantilistas enfatizan que la base del comercio internacional era el aumento de la reserva de oro y otros metales preciosos, bajo la premisa de obtenerlos mediante la venta de los productos locales en mercados extranjeros, limitando la compra en esos mercados, es decir, las importaciones. No obstante, años más tarde Adam Smith (1776), criticó esta teoría bajo el alegato de que, los mercantilistas confunden desarrollo y riqueza con acumulación. Smith se muestra a favor de un comercio internacional libre, ya que podía ser beneficioso para ambos países. Esta era la llamada “Ventaja Absoluta”

Más tarde, en su teoría de las ventajas comparativas, David Ricardo (1817) señala que, en realidad, los países procuran especializarse en la producción y venta en mercados extranjeros de aquellos bienes con un costo relativamente bajo con respecto al resto del mundo, productos en los cuales son comparativamente más eficientes. Por ende, los países se dedican a importar solamente aquellos en los cuales en comparación con el resto del mundo son menos eficientes y, por tanto, los producen a un costo más altos.

Heckscher y Ohlin (1919), en su “Modelo de dotación de los factores”, se centran en factores como la producción, la tierra, el trabajo y el capital. Los autores suponen la existencia de límites tecnológicos entre los países en los cuales existen productos similares, y de factores de

producción como la variable que hace la diferencia en cuanto al establecimiento de la ventaja comparativa. De acuerdo a estos autores, cada país vende en el exterior, aquel bien o factor que es relativamente abundante en dicho país. Debido a esto, las ventajas comerciales obedecen a una dotación de factores, que es diferente en cada país, lo cual explica la diferencia en los costos de producción de un bien, entre un país y otro.

Mckinnon (1964), Chenery & Strout (1966) Festus (1999), enfocan sus trabajos de investigación en analizar el comportamiento de las importaciones, debido a que estas influyen sobre la inversión, lo que a su vez expande la economía. Houthakker y Magee (1969), en esa misma dirección, relacionan las importaciones con el PIB local y los precios relativos. Años más tarde, otros autores⁴ especifican la función de demanda de importaciones en logaritmos con la finalidad de efectuar análisis en términos de elasticidades. Khan (1975), en un modelo con base microeconómica⁵, especifica la demanda de importaciones en función de factores tales como el PIB real, el tipo de cambio real y un shock de demanda representado por una dummy de forma multiplicativa y aditiva. Posteriormente Metwally y Abdel-Rhman (1985), Metwally et al. (1987), Asseary (1989) y Asseery y Perdkikis (1993), modelaron la demanda de importaciones en función del PIB, los precios relativos y el primer rezago de las importaciones.

Luego Metwally (2004), modela la demanda de importaciones en función del tipo de cambio real, ingresos potenciales, suministro de dinero real, reservas extranjeras, deuda externa, ingresos del mundo y precios del socio comercial del país de exportación. Gordo *et al.* (2009), en sus estimaciones de las ecuaciones de comercio exterior, consideran la demanda de importaciones en función de la renta de los consumidores nacionales y de los precios de las mercancías extranjeras en relación con el de los bienes sustitutivos de producción nacional.

Gómez y Salazar (2014), examinan el comportamiento y los determinantes a largo plazo de las importaciones para los departamentos de la costa Pacífica colombiana, desde una perspectiva tanto teórica como aplicada. Con la finalidad de encontrar dichos determinantes y analizar el comportamiento de las importaciones totales, estiman la demanda de importaciones que incluye un análisis de cointegración y un método de corrección de errores. Su ejercicio logra demostrar que, hay una relación estable a largo plazo entre las importaciones totales, la tasa de cambio y el PIB, así como un impacto positivo de los procesos de liberalización económica en las compras departamentales al exterior.

Gómez y Ramírez (2016), analizan para el caso de Colombia, si el PIB influye en las importaciones o viceversa. Los autores utilizan data del periodo entre 1960-2013, con la cual estiman un modelo SVAR con su respectivo análisis de cointegración y una función impulso respuesta. Los resultados sugieren que el PIB per cápita contemporáneo incide en las importaciones futuras y no viceversa, lo que implica, por ejemplo, que los tratados de libre comercio no son suficientes para impulsar dichas importaciones en el largo plazo.

⁴ Hemphill (1974), Murray y Ginman (1976), Khan y Ross (1977) y Goldstein, Khan y Officer (1980).

⁵ Debido a que se fundamenta en la premisa de que el consumidor asigna su ingreso entre mercancías que compiten para darle un mismo nivel de satisfacción.

III. Aspectos metodológicos

3.1. Cointegración

El análisis de cointegración sugerido por Engle y Granger (1987) y luego generalizado al caso multivariado por Johansen (1988 y 1991) permite examinar la naturaleza de largo plazo de un conjunto de series no estacionarias. En particular permiten que series integradas del mismo orden se puedan combinar para crear una serie estacionaria. En este caso, se establece que dichas variables están cointegradas y que comparten, por lo tanto, una o varias tendencias estocásticas. Es decir, si las series bajo estudio son $I(1)$, entonces contendrán una raíz unitaria, por lo cual no podrán converger a ninguna senda determinística en particular, debido a que tendrán una serie estocástica. Entonces, si las series están cointegradas, necesariamente tendrán tendencias similares en el largo plazo.

3.2. Procedimiento de Engle y Granger (1987)

El análisis de cointegración sugerido por Engle y Granger (1987) y generalizado al caso multivariado por Johansen (1988 y 1991), permiten analizar la naturaleza de largo plazo de un conjunto de series no estacionarias. Esta metodología consiste en realizar los siguientes pasos:

- Determinar el orden de integración de cada una de las variables a ser incluidas en el modelo:
 - a) Si las series son estacionarias de orden $I(0)$, se aplica el procedimiento estándar de MCO. Resultado: parámetros exactos y superconsistentes.
 - b) Si las series resultan integradas de diferente orden, es posible concluir que las mismas no están cointegradas. La aplicación de MCO producirá resultados espurios.
 - c) Finalmente, puede ocurrir que las series tengan el mismo orden de integración, digamos $I(1)$. En general: cualquier combinación lineal de variables $I(1)$ que sea estacionaria, es decir $I(0)$.
- Especificar y estimar la relación funcionaria a largo plazo y contrastar si los residuos tienen raíz unitaria o no.
- Guardar los residuos estimados.
- Realizar la prueba de cointegración sobre los residuos estimados.
- Estimar el modelo de corrección de errores si las variables están cointegradas.

IV. Descripción y análisis de los datos

En esta investigación se utiliza información de frecuencia trimestral durante el periodo 1996T1-2019T3. Las variables utilizadas son: (a) Importaciones; (b) PIB local; (c) El tipo de cambio bilateral con los Estados Unidos; (d) un deflactor de las importaciones; y (e) la apertura comercial (calculada como $(X+M) / \text{PIB}$); cada variable en términos reales, a excepción del deflactor y la apertura comercial.

Las variables fueron transformadas en su logaritmo para: a) estabilizar la varianza de la serie en niveles, b) para linealizar el modelo original y c) para interpretar los coeficientes obtenidos en términos de elasticidades y semi-elasticidades.

En el gráfico A1 se puede observar el comportamiento de las importaciones para el lapso considerado, observándose tasas de crecimientos negativas durante los periodos de 2000T1-2001T4, 2002T3-2004T1, 2008T4-2009T4, 2012T4-2013T3 y 2017T2-2017T4. Esta variable alcanza sus niveles más bajos de crecimiento interanual en 2003T2 y 2009T2, producto de la crisis financiera local del 2003 y las crisis financieras de los Estados Unidos de 2009, respectivamente.

El PIB de local muestra un crecimiento interanual promedio de -0.17% y 0.46% durante los periodos 2002T3-2004T1 y 2008T4-2009T4 respectivamente y su nivel más bajo durante 2003T2-2004T1 con un -1.6%, efecto de la crisis financiera local mencionada anteriormente. Para el periodo 2010T1-2019T, esta variable muestra un crecimiento interanual promedio de 5.6%, ayudando esto para que durante dicho periodo las importaciones tengan un crecimiento interanual promedio del 5.4%. Durante los periodos en los cuales las importaciones presentaron tasas de crecimientos negativas, el PIB local mostró un crecimiento interanual promedio del 1.20%.

La apertura comercial presenta puntos más altos entre 2002T4-2004T2, donde las importaciones representaron aproximadamente un 42.3% del PIB. A partir del 2007, año en el cual entró en vigencia para la República Dominicana el DR-CAFTA.⁶ Esta mantiene una tasa de crecimiento interanual entre -21.3% y 12.2%, con un crecimiento promedio del -1.1%. Y muestra una tasa de crecimiento promedio de -15.9% durante el periodo 2008Q4-2009Q4, en el cual las importaciones locales tuvieron tasas de crecimiento interanual negativas,

El tipo de cambio bilateral exhibe una depreciación de la moneda nacional para el 2003T1-2004T2⁷, con una tasa de crecimiento interanual promedio de 32.9% para el tipo de cambio, producto de la crisis bancaria local, y una apreciación promedio del 5.2% para el periodo 2004T3-2011T4. Luego del 2012T1 se ha mantenido con una tasa de crecimiento promedio de 2.5%, con un rango de [0.45% - 4.30%].

V. Estimaciones econométricas

En la ecuación de largo plazo, las importaciones fueron especificadas como función del PIB local, el tipo de cambio bilateral con los Estados Unidos; un deflactor de las importaciones; y la apertura comercial, cada una en términos reales, a excepción del deflactor y la apertura comercial. Se incluye un vector de Dummy (D), para corregir los efectos de algunos valores atípicos.

$$imp_t = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 tcr_t + \beta_3 ac_t + \delta dfimp_t + \gamma D + \varepsilon_t,$$

donde:

imp_t : Logaritmo de las importaciones.

y_t : Logaritmo del PIB local.

tcr_t : Logaritmo del Tipo de cambio real bilateral con Estados Unidos.

ac_t : Logaritmo de la Apertura Comercial.

⁶ DR-CAFTA (Dominican Republic-Central America Free Trade Agreement, en inglés), o TLC (Tratado de Libre Comercio entre República Dominicana, Centroamérica y Estados Unidos de América, en castellano).

⁷ Para dicho periodo el crecimiento interanual de las Reservas Internacionales Netas fue negativo.

$dfimp_t$: Logaritmo del deflactor de las importaciones.

ε_t : Término de error de la ecuación de largo plazo.

En el corto plazo, se ha estimado un modelo en el que, además del término de ajuste, se han introducido las variables en primeras diferencias (series estacionarias) rezagadas (para aproximar las expectativas). La estimación de este modelo por, el método de máxima verosimilitud, permite una nueva modelación suprimiendo las variables no significativas estadísticamente o de signo contrario al de la teoría económica. Las importaciones se especificaron como función de las variables que están contempladas en la ecuación de largo plazo, un vector de Dummies (D) y un término de error de la ecuación de corto plazo v_t .

$$\Delta imp_t = \delta_0 - \alpha[\beta_0 - \beta_1 y_t + \beta_2 tcr_{t-1} + \beta_3 ac_{t-1}] + \sum_{i=1}^p \delta_{2i} \Delta imp_{t-i} + \sum_{i=0}^p \delta_{3i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^p \delta_{4i} \Delta tcr_{t-i} + \sum_{i=0}^p \delta_{5i} \Delta ac_{t-i} + \delta_6 dfimp_t + v_t.$$

Los coeficientes esperados en el largo y el corto plazo son: $\beta_1, \beta_3 > 0, \beta_2 < 0$.

Con el propósito de determinar el nivel de integración de las series, como complemento del análisis gráfico, se aplicaron pruebas estadísticas para verificar la existencia de raíz unitaria sobre cada una de las variables. En el cuadro 1 se muestran los valores de probabilidad de las pruebas Dickey-Fuller y de Phillips-Perron. Los resultados indican que, a un nivel del 5% de significancia, todas las variables son de orden $I(0)$ en primeras diferencias.

Cuadro 1. Prueba de raíz unitaria sobre las variables independientes

Series	Pruebas	
	Dickey-Fuller	Phillips-Perron
En niveles		
Importaciones	0.9426	0.9043
PIB	1.0000	1.0000
Apertura comercial	0.4844	0.0058
Tipo de cambio real	0.0002	0.0251
Deflactor de las importaciones	0.9073	0.9549
En niveles		
Importaciones	0.0000	0.0000
PIB	0.0056	0.0000
Apertura comercial	0.0000	0.0000
Tipo de cambio real	0.0000	0.0000
Deflactor de las importaciones	0.0000	0.0000

Fuente: elaboración propia.

VI. Resultados

Ecuación de largo plazo

En el cuadro 2 se muestran los resultados de la estimación de la ecuación de largo plazo. Los coeficientes obtenidos van acordes con los signos esperados para cada coeficiente indicando que, en el largo plazo, el PIB total y la apertura comercial tienen efectos positivos sobre las importaciones, mientras que el tipo de cambio real tiene efectos negativos. Igualmente, todos

los coeficientes son estadísticamente significativos al 5%. Mediante la prueba ADF (cuadro A4), se concluye que los residuos son estacionarios a un nivel de significancia del 5%.

Cuadro 2. Estimación de los parámetros de largo plazo

Variable	Coeficiente	Error Estándar	estadísticos t	p-value
<i>Constante</i>	0.1839			
y_t	0.9490	0.0419	22.6433	0.0000
ac_t	0.2615	0.0838	3.12256	0.0024
tcr_t	-0.1397	0.0629	-2.21895	0.0304

Muestra estimación: 1996T4 2019T3.

Fuente: elaboración propia.

Ecuación de corto plazo

Los resultados en el cuadro 3 muestran que la variación de la demanda de importaciones está relacionada con sus variaciones en periodos previos. Se encuentra una relación positiva con las variaciones retardadas del PIB de local y de la apertura comercial. Asimismo, se encuentra una relación negativa con las variaciones retardadas del tipo de cambio real.

Cuadro 3. Estimación de los parámetros de corto plazo

Variable	Coeficiente	Error estándar	estadísticos t	p-value
<i>Constante</i>	-0.0210	0.0051	-4.1390	0.0001
Δimp_{t-1}	-0.2158	0.0837	-2.5785	0.0121
Δimp_{t-3}	-0.4080	0.0712	-5.7302	0.0000
Δimp_{t-4}	-0.3497	0.0802	-4.3594	0.0000
Δy_{t-1}	0.6196	0.2510	2.4683	0.0161
Δy_{t-2}	1.3020	0.2259	5.7623	0.0000
Δy_{t-3}	1.1020	0.2332	4.7262	0.0000
Δape_{t-4}	0.2087	0.0633	3.2986	0.0015
Δtcr_{t-2}	-0.1382	0.0550	-2.5103	0.0144
ecm_{t-1}	-0.0722	0.0351	-2.0580	0.0434
D_{1998q1}	0.0749	0.0276	2.7140	0.0084
D_{1998q3}	0.0651	0.0265	2.4569	0.0165
D_{1998q4}	0.1464	0.0287	5.0918	0.0000
D_{2002q3}	-0.0610	0.0254	-2.4033	0.0189
D_{2011q2}	0.0530	0.0263	2.0157	0.0477
D_{2014q1}	-0.0344	0.0254	-1.3533	0.1804
D_{2014q3}	-0.0291	0.0256	-1.1348	0.2604
D_{2015q1}	0.0437	0.0257	1.6972	0.0942
D_{2016q3}	0.0345	0.0257	1.3448	0.1831
D_{2017q1}	-0.0468	0.0258	-1.8135	0.0741
D_{2018q2}	-0.0415	0.0257	-1.6137	0.1111

Muestra estimación: 1997 - 2019Q3.

Fuente: elaboración propia.

El parámetro estimado para la relación de cointegración es negativo, por lo tanto, existe cointegración. Su valor puntual indica que, en promedio, se corrige un 7.22% trimestralmente

de las desviaciones de la demanda de importaciones respecto a su nivel de equilibrio de largo plazo.

Los resultados del R^2 , de las pruebas de correlación serial, de heteroscedasticidad y de normalidad sobre los residuos de la ecuación de corto plazo se muestran en el cuadro A2. Todas las pruebas fueron realizadas utilizando 4 rezagos. Los resultados obtenidos en dichas pruebas indican que:

1. En promedio, el porcentaje de la variación que es explicada por el modelo de corto plazo, ajustado para el número de predictores de cada uno es aproximadamente del 72%, lo que revela la buena calidad de cada modelo para ajustar los datos observados.
2. En el caso de las pruebas de correlación serial, el valor p es mayor al 5%, por lo que se rechaza en cada una de ellas, la hipótesis nula de que todos los coeficientes de regresión son cero.
3. Para cada prueba de heteroscedasticidad, dados sus resultados no se rechazan la hipótesis nula de homoscedasticidad.
4. En cuanto a las pruebas de normalidad, el valor p es mayor al nivel de significancia de 5%, por lo que los errores cumplen el supuesto de normalidad.

VI. Conclusiones

En este documento se presenta un modelo econométrico para la demanda de importaciones en la República Dominicana, tanto para el corto plazo como para el largo plazo. Este enfoque permite, además de un análisis coyuntural a través de sus diferentes determinantes, realizar previsiones a corto plazo con el fin de que sirvan de soporte a las diferentes políticas que inciden directa o indirectamente en las importaciones. De igual manera, las importaciones funcionan como una aproximación de la evolución del PIB, ya que en diferentes investigaciones se ha comprobado que tienen un impacto positivo sobre el crecimiento económico de economías pequeñas y abiertas, como es el caso de la República Dominicana.

Se ha evidenciado en la metodología empleada, que la elasticidad respecto al PIB local es inferior (pero muy cercano) a la unidad en el largo plazo, pero mayor a esta en el corto plazo, y esta sigue siendo, la variable de mayor incidencia sobre las importaciones. Asimismo, se observa que las importaciones responden de manera negativa, ante variaciones en el tipo de cambio real, tanto en el corto como en el largo plazo.

Por otro lado, una mayor apertura comercial tiene un efecto positivo sobre las importaciones, independientemente del horizonte temporal, lo cual implica que una política arancelaria expansiva, aunque signifique una disminución de los ingresos proyectados, puede aumentar la apertura comercial y, por ende, brindar las condiciones necesarias para aumentar el volumen de las importaciones; esto tendría un efecto positivo sobre las importaciones y sobre el crecimiento económico.

Referencias

Appleyard, D, y Field, A. (2003) *Economía Internacional*. Cuarta edición, Bogotá: McGraw-Hill Interamericana, p. 857.

Buisán, Ana y Gordo, Esther. "La protección nominal como factor determinante de las importaciones de bienes". Banco de España. Servicio de Estudios Documento de Trabajo nº 9503.

Dutta, D. y Ahmed, N. (1999). "An Aggregate Import Demand Function for Bangladesh: A Cointegration Approach". En: Applied Economics. 1999, vol. 31, p. 465-472.

Fetus, A. (1999). "Determinants Of Imports In Nigeria: A Dynamic Specification. En: African Economic Research Consortium". Paper. 1999, no. 91, p. 1-32.

García, C., Gordo, E., Martínez, J., y Tello, P. (2009). www.bde.es. Obtenido de Una Actualización de las Funciones de Exportación e Importación de la Economía.

Goldstein, M. y M. Khan. L. H. Officer. (1980). "Prices Of Tradeable And Nontradeable Goods In The Demand For Total Imports". En: Review of Economics and Statistics. 1980, vol.62, p.190-199.

Gómez, Andrés y Ramírez, Zoraida (2016). "Casualidad entre las importaciones y el crecimiento económico: evidencia empírica para Cauca (Colombia)". *rev.fac.cienc.econ.* Vol. XXV (2), diciembre 2017.

Gómez, Andrés y Salazar Fabián (2014). "Demanda de importaciones en la región pacífico colombiana: Una perspectiva de largo plazo". *Revista Entramado*. Diciembre 2014, volumen 10 no. 2, pp. 24 a 43.

Heckscher, E. (1919) (s.f.). "The Effect of foreing trade on the distribution of income". *Ekonomisk*.

Hemphill, W.L. (1974). "The Effects Of Foreign Exchange Receipts On Imports Of Less Developed Countries". En: IMF Staff Papers. 1974, vol. 27, p. 637-677.

Khan, M. S. (1975). "The Structure And Behaviour Of Imports Of Venezuela". En: Review of Economic and Statistics. 1975, vol. 57, p. 221-224.

Khan, M. y K. Ross. (1977). "The Functional Form Of The Aggregate Import Equation". En: Journal of International Economics. 1977, vol. 7, p. 149-160.

Mckinnon, R.I. (1964). "Foreign Exchange Constraints In Economic Development And Efficient Aid Allocation. En: Economic Journal". 1964, vol. 74, p. 388-409.

Metwally, M. (2004). "Determinants Of Aggregate Imports In The GCC Countries". En: Applied Econometrics and International Development. 2004, vol. 4, no. 3, p. 59 -76.

Metwally, M.M., F. Al-Habib. y S. Murtan. (1987). "The Effect Of The Oil Boom On Saudi Imports: An Analytical Study". En: Journal of Administrative Sciences. 1987, vol. 9, no. 1, p.107-53.

Metwally, M. y M. Abdel-Rahman. (1985). "Determination of Aggregate Expenditure of the Member States of the Gulf Co-operation Council. En: Asian Economic Review. 1985, vol. 28, no. 1, p.36-52.

Murray, T. y P.J. Ginman. (1976). "An Empirical Examination Of The Traditional Aggregate Import Demand Model". En: Review of Economic and Statistics. 1976, vol. 58, p. 75 -80.

Rendón, Hernando. (2000). "Modelación econométrica de la demanda de importaciones de Antioquia". *Revista Semestre Económico*. vol. 3, No. 6. pp. 119-130.

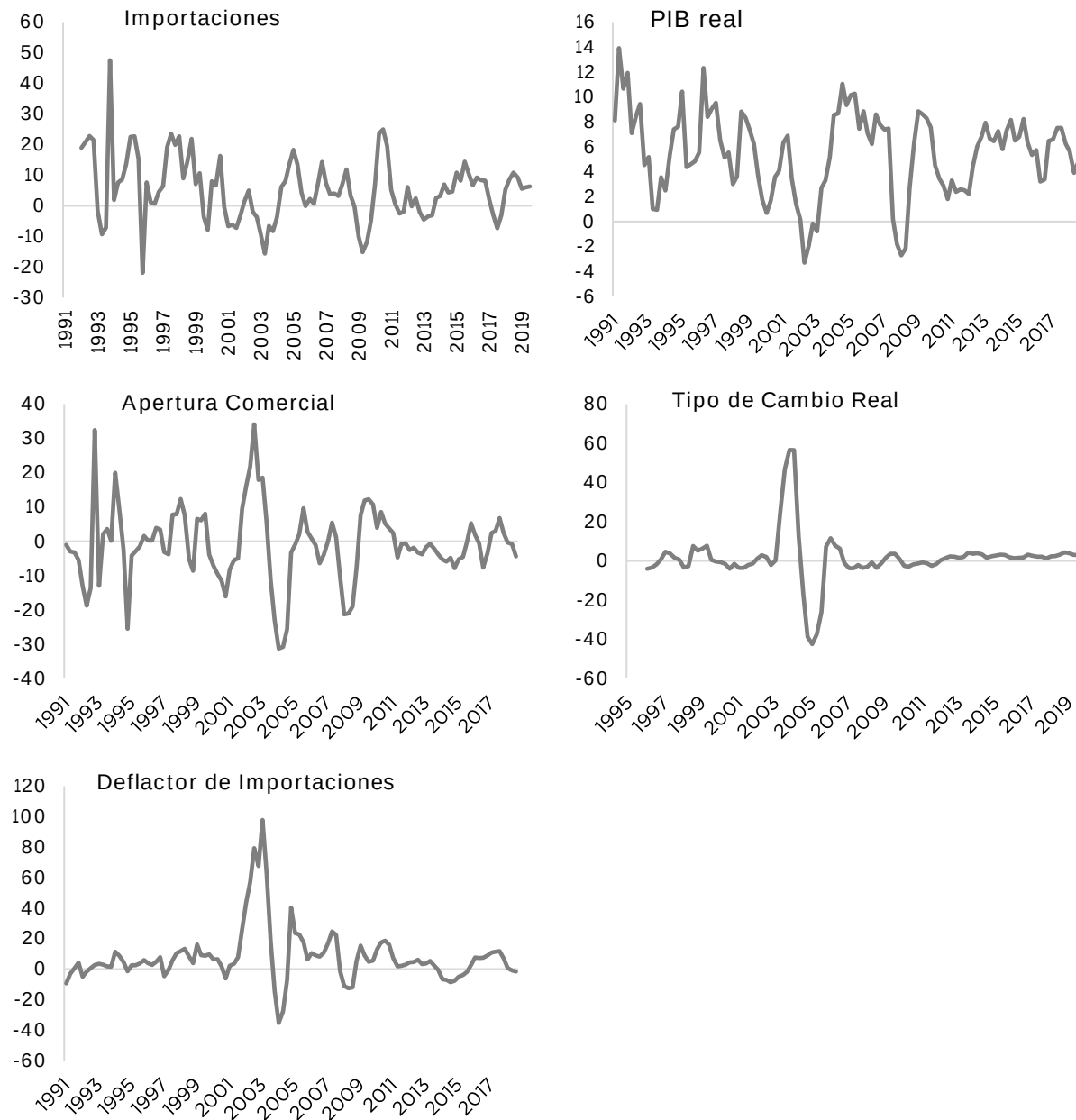
Thursby, J. y M. Thursby (1984). "How Reliable Are Simple, Single Equation Specifications Of Import Demand". En: Review of Economics and Statistics. 1984, vol. 66, p. 120-128.

Vargas, Rangel y Córdoba Pinza (2016). "Principales determinantes de las importaciones en Colombia". Universidad de Nariño. *Revista de la Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas*. Número 1 (vol. XX), 2019 - pp 130 - 157.

Velázquez, José (2009). "Comercio internacional y crecimiento económico para países de ingreso medio (1970-2000)". *Estudios Económicos de Desarrollo Internacional* Vol. 9-1 (2009).

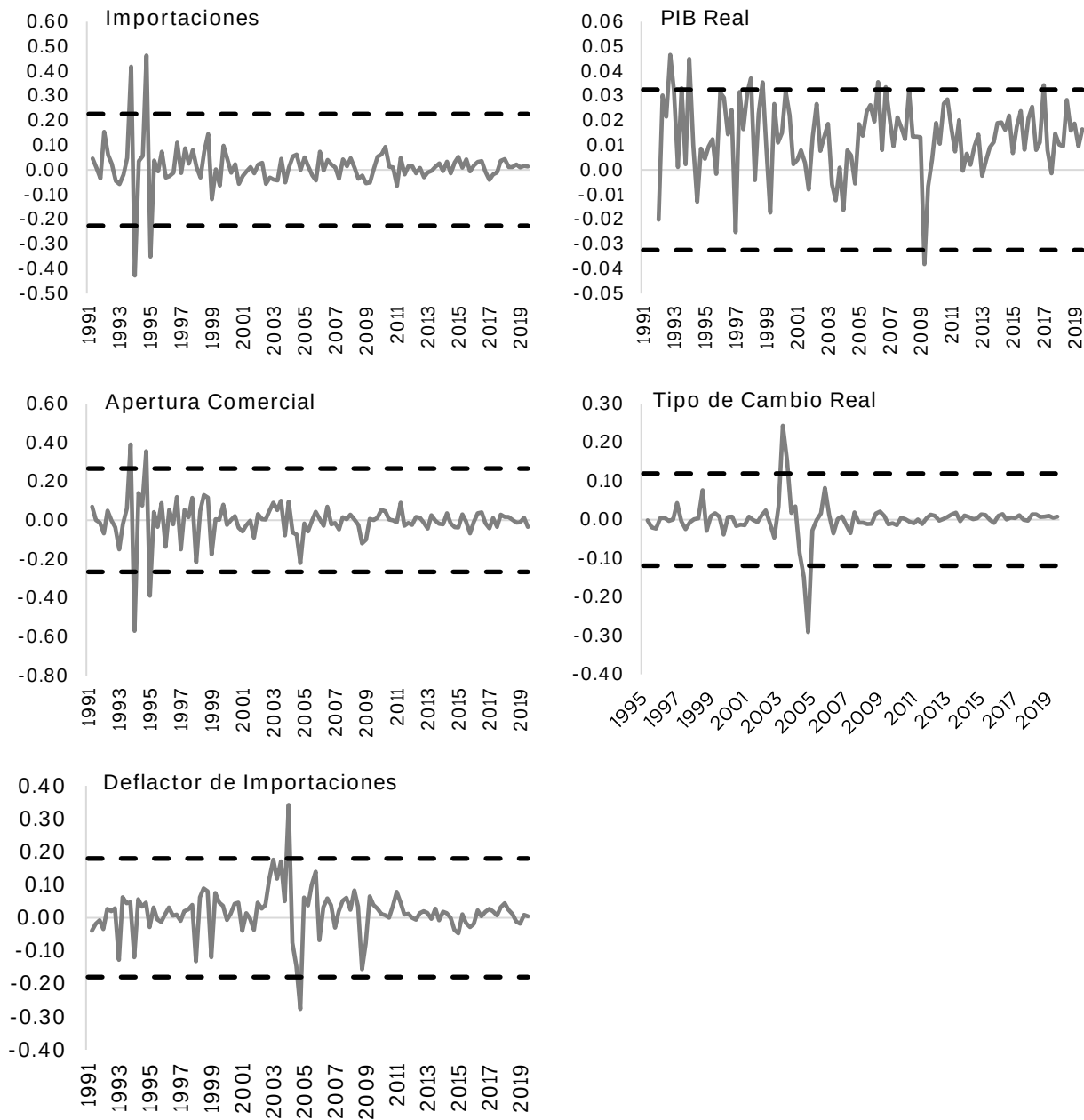
Apéndice

Gráfico A1. Series utilizadas en las estimaciones (crecimiento interanual en %)



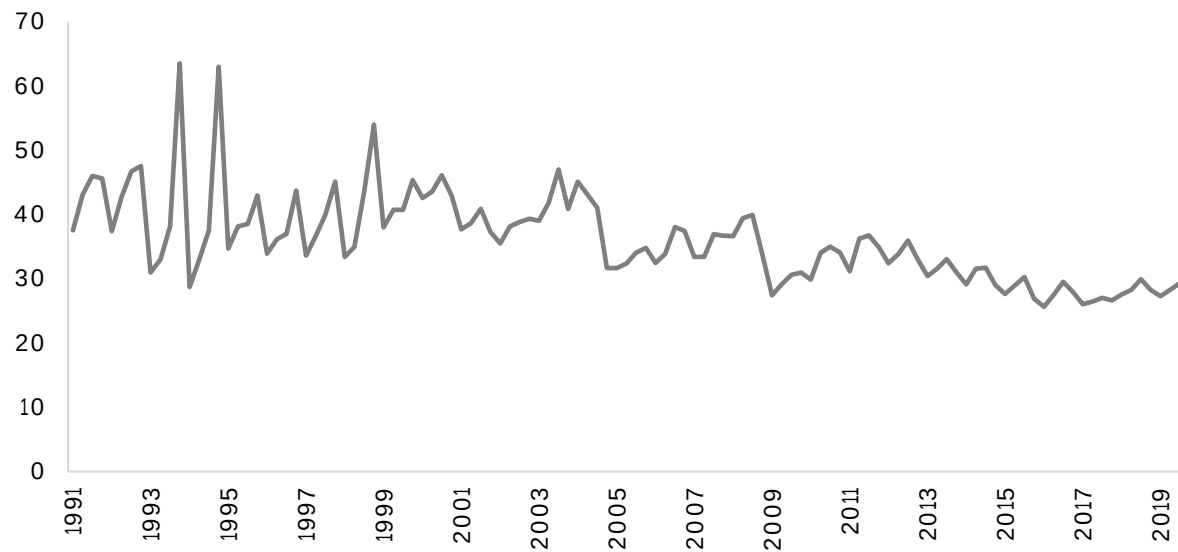
Fuente: elaboración propia con información del BCRD.

Gráfico A2. Series utilizadas en las estimaciones (primera diferencia)



Fuente: elaboración propia con información del BCRD.

Gráfico A3. Participación de las importaciones como % del PIB, 1991-2019T3



Fuente: elaboración propia con información del BCRD.

Cuadro A1. Prueba de raíz unitaria. Contraste Dickey-Fuller y Contraste Phillips-Perron

Serie	Pruebas	
	Dickey-Fuller	Phillips-Perron
Residuos de largo plazo	0.0121	0.0154

Fuente: elaboración propia.

Cuadro A2. Prueba sobre la ecuación de corto plazo

Prueba	Valor crítico	Probabilidad
R2 ajustado	0.7227	
Test correlación serial LM:	F-statistic = 4.6500	0.2455
Test heteroscedasticidad ARCH	F-statistic = 4.8200	0.4615
Test normalidad	Jarque-Bera = 3.139	0.2081

Fuente: elaboración propia.