



**SERIE DE ESTUDIOS
ECONÓMICOS
2022**

BANCO CENTRAL
REPÚBLICA DOMINICANA



**SERIE DE ESTUDIOS
ECONÓMICOS
2022**

BANCO CENTRAL
REPÚBLICA DOMINICANA



© 2022 primera edición
Publicaciones del Banco Central de la República Dominicana.
Departamento de Programación Monetaria y Estudios Económicos

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 la Serie de Estudios Económicos son exclusiva y estrictamente responsabilidad de su o sus autores y no reflejan la opinión del Banco Central de la República Dominicana.

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

Editor: Subdirección de Estudios Económicos
Departamento de Programación Monetaria y Estudios Económicos

Consejo editorial: Joel Tejeda Comprés y Joel González Pantaleón

Impresión: Subdirección de Impresos y Publicaciones

ISSN 2811-5198

Impreso en la República Dominicana
Printed in the Dominican Republic

Prohibida la reproducción parcial o total de esta obra sin la debida autorización.

TABLA DE CONTENIDO

PRÓLOGO	ix
1. LA POLÍTICA MONETARIA ANTE CHOQUES DE OFERTA	11
1.1. Introducción.....	15
1.2. Revisión de literatura	18
1.3. Estrategia empírica.....	21
1.3.1. Modelo econométrico	21
1.3.2. Estrategia de identificación: restricción de signos.....	23
1.3.3. Descripción estadística.....	25
1.4. Resultados.....	27
1.5. Rol de la política monetaria ante los choques de oferta.....	30
1.5.1. Choque de oferta positivo: el fin del superciclo de los <i>commodities</i>	30
1.5.2. Choque de oferta negativo: pandemia del COVID-19	31
1.6. Conclusiones y retos.....	34
Referencias	35
Apéndice.....	39
2. EFECTO TRASPASO DE LAS FLUCTUACIONES DEL TIPO DE CAMBIO AL NIVEL DE PRECIOS EN LA REPÚBLICA DOMINICANA LUEGO DE ADOPTADO EL EMI	43
2.1. Introducción.....	45
2.2. Aspectos teóricos y revisión de literatura	46
2.3. Fluctuaciones del tipo de cambio nominal y el nivel de precios en la República Dominicana	54
2.4. Datos.....	57
2.5. Metodología y estimación.....	59
2.5.1. Ordenamiento de Cholesky	61
2.5.2. Funciones de impulso-respuesta.....	62
2.6. Resultados	63
2.6.1. Evolución del PT luego de adoptado el EMI.....	63
2.6.2. <i>Pass-through</i> por quintiles	66
2.6.3. <i>Pass-through</i> en la República Dominicana por horizonte de tiempo.....	68
2.7. Conclusión	68
Referencias	70
Apéndice.....	73

3. DETERMINANTES MONETARIOS FUNDAMENTALES DEL TIPO DE CAMBIO BAJO EL ESQUEMA DE METAS DE INFLACIÓN	43
3.1. Introducción.....	81
3.2. El modelo	83
3.3. Datos y análisis de las series de tiempo	87
3.3.1. Los datos	87
3.3.2. Análisis de series de tiempo	88
3.4. Resultados	90
3.5. Conclusiones.....	93
Referencias	95

PRÓLOGO

Consciente de la importancia de la evidencia científica y el acervo de conocimiento en la conducción de la política monetaria, el Banco Central de la República Dominicana (BCRD) ha sido históricamente un propulsor de la producción de investigación económica en el país. La Serie de Estudios Económicos (SEE) es uno de los canales a través de los cuales el BCRD le abre las puertas a sus técnicos para la publicación de investigaciones económicas.

Tradicionalmente, la SEE estaba compuesta por investigaciones de los técnicos del BCRD luego de pasar un ciclo de presentaciones en seminarios y foros internacionales, lo cual permitía incorporar comentarios externos hasta terminar con una versión final y definitiva que se publicaba como un documento de esta serie. El proceso de discusión entre distintos investigadores es un elemento enriquecedor en la elaboración de investigaciones, ya que permite aprovechar la experiencia de otros expertos en el tema tratado.

Considerando los beneficios derivados de estas discusiones, desde el año 2021, en adición a las presentaciones en seminarios internacionales, el BCRD decidió agregar un proceso de discusión interna de estos documentos, dando nacimiento a una nueva etapa para la SEE. En este nuevo formato, la SEE se publicará de manera anual, donde cada edición incluirá un grupo de artículos con una temática en común. Previo a esta publicación, cada uno de los documentos propuestos pasan por un riguroso proceso de discusión interna, presentaciones preliminares y revisión de pares. Estas versiones finales, que incorporan todos los comentarios realizados durante las discusiones, son finalmente incluidas en la SEE del año. De esta forma, el proceso de publicación de investigaciones en el BCRD logra un nuevo nivel de profesionalización, siguiendo prácticas comunes de los principales medios de divulgación científica a nivel internacional.

En esta versión, la SEE 2022 incluye tres investigaciones relacionadas a la política monetaria y cambiaria durante los 10 años del esquema de metas de inflación. El primero de estos documentos trata de distinguir los choques que afectan la economía dominicana entre choques de oferta y de demanda, para luego plantear la reacción de política monetaria a seguir dependiendo del origen y la duración del choque, lo cual plantea una disyuntiva clásica para los bancos centrales que siguen un esquema de metas de inflación. Los autores concluyen que los choques de oferta han incidido de manera importante sobre la dinámica económica dominicana, por lo cual el BCRD ha auxiliado su política monetaria convencional con instrumentos no convencionales y una política comunicacional activa para lograr su objetivo de inflación.

Por su parte, los siguientes dos trabajos incluidos se enfocan en el análisis de los determinantes monetarios del tipo de cambio y del efecto traspaso de las variaciones cambiarias sobre la inflación, elementos esenciales en el análisis inflacionario en una economía pequeña y abierta como la dominicana. En el primer caso, el autor encuentra que los fundamentos monetarios (oferta monetaria, diferencial de tasas de interés, paridad descubierta de tasas de interés, nivel relativo de ingresos respecto a Estados Unidos, entre otros) ayudan a explicar el comportamiento del tipo de cambio en la República Dominicana. Para el caso del efecto traspaso, los autores concluyen que dicho efecto se ha reducido de manera importante desde la implementación del esquema de metas de inflación, consecuente con una política monetaria con mayor transparencia e independencia.

Joel González Pantaleón
Director
Departamento de Programación Monetaria y Estudios Económicos

1. LA POLÍTICA MONETARIA ANTE CHOQUES DE OFERTA

La política monetaria ante choques de oferta

Fadua Camacho¹

Joel González¹

Resumen*

El presente trabajo muestra que los choques de oferta han tenido una incidencia muy relevante, y en ocasiones mayor que los choques de demanda, sobre las fluctuaciones cíclicas de la inflación y del crecimiento en la República Dominicana durante el período 2005-2020, de acuerdo a los resultados estimados a través de un modelo de Vectores Autorregresivos Estructurales con restricciones de signos. Se destaca la disyuntiva que enfrentan los bancos centrales sobre la reacción adecuada ante los episodios de choques de oferta positivos como el período del fin del superciclo de los *commodities*, así como el reto en presencia de choques negativos simultáneos de oferta y demanda, como en la pandemia del COVID-19. Se muestra que, ante estos escenarios, la combinación de políticas convencionales y no convencionales ha contribuido a garantizar la estabilidad macroeconómica y mantener ancladas las expectativas de inflación.

Palabras clave: política monetaria, choques de oferta, vector autorregresivo con restricción de signos, macroprudencial, comunicación del banco central, expectativas.

Clasificación JEL: E12, E32, E52, E58.

¹ Departamento de Programación Monetaria y Estudios y Económicos.

Para preguntas y comentarios escribir a f.camacho@bancentral.gov.do y j.gonzalez@bancentral.gov.do.

* Los puntos de vista y conclusiones de este estudio no representan necesariamente la opinión del Banco Central de la República Dominicana (BCRD). Cualquier error u omisión es de exclusiva responsabilidad de los autores.

Monetary policy response to supply shocks

Fadua Camacho²

Joel González²

Abstract**

Using a Structural Vector Autoregressive model with sign restrictions, this study shows the relevant incidence of supply shocks on the cyclical fluctuations of growth and inflation in the Dominican Republic during the period 2005-2020. Subsequently, we highlight the dilemma faced by central banks regarding the adequate reaction to episodes of positive supply shocks, such as the end of the commodities super cycle, as well as the challenge in the presence of simultaneous negative supply and demand shocks, as in the COVID-19 pandemic. It is shown that, given these scenarios, the combination of conventional and unconventional policies has contributed to macroeconomic stability and the anchoring of inflation expectations.

Keywords: monetary policy, supply shocks, SVAR with sign restrictions, macroprudential, central bank communication, expectations.

JEL Classification: E12, E32, E52, E58.

² Department of Monetary Programming and Economic Studies.

For questions and comments write to f.camacho@bancentral.gov.do or j.gonzalez@bancentral.gov.do.

** The points of view and conclusions of this study do not necessarily represent the opinion of the Central Bank of the Dominican Republic (BCRD). Any errors or omissions are the sole responsibility of the authors.

1.1. Introducción

A partir del inicio de la década de los noventa del siglo pasado, se verificó una tendencia en los bancos centrales a moverse de esquemas de múltiples objetivos, que incluían políticas desarrollistas, a marcos de política monetaria que priorizaban la estabilidad de precios como mandato principal y, en ocasiones, exclusivo. De manera particular, una mayor cantidad de bancos centrales fue adoptando Esquemas de Metas de Inflación, comprometiéndose de manera formal a mantener la inflación en torno a un objetivo en un horizonte temporal predeterminado.³

En la literatura económica existe amplia evidencia empírica de que la implementación de los Esquemas de Metas de Inflación ha sido exitosa, logrando reducir el nivel y la volatilidad de la inflación, así como contribuyendo a moderar las fluctuaciones cíclicas de la actividad económica (García, 2014; Calderón y Schmidt-Hebbel, 2008; FMI, 2006; Batini y Laxton, 2006; Mishkin, 1999; Camacho y Checo, 2018).

En términos generales, el éxito del Esquema de Metas de Inflación (EMI) en economías heterogéneas se sustenta sobre un modelo teórico estándar Nuevo Keynesiano, caracterizado por rigideces en el corto plazo en precios y salarios. En estos modelos, la demanda agregada es el principal factor que condiciona las fluctuaciones cíclicas, al tiempo que la dinámica inflacionaria está determinada, principalmente, por desvíos de la actividad económica respecto a su nivel potencial (brecha del producto), modelada a través de la “curva de Phillips”.

³ La adopción de un EMI comprende mucho más que el anuncio formal de un objetivo numérico para la inflación. También implica una política comunicacional más activa, un fortalecimiento en la capacidad de pronóstico macroeconómico, un estudio de los mecanismos de transmisión y de las expectativas de los agentes económicos, así como la necesidad de mayor autonomía y rendición de cuentas. El Banco Central de Nueva Zelanda fue el pionero en implementarlo en 1990 y, desde entonces, gradualmente una mayor cantidad de bancos centrales lo han adoptado formalmente, alcanzando en 2017 un total de 33 países. De éstos, alrededor de un 60% (20 países) corresponden a economías emergentes y 9 pertenecen a la región de América Latina.

La correlación positiva entre el crecimiento económico y la inflación, que surge ante un choque de demanda, permite que un incremento de la tasa de política monetaria (TPM) corrija simultáneamente tanto el desvío inflacionario como el desvío de la actividad económica. Esta “divina coincidencia” (Blanchard y Galí, 2007), originada en el co-movimiento positivo de estas dos variables, es lo que permite a la autoridad monetaria alcanzar dos objetivos con un único instrumento.

Sin embargo, ¿qué sucede ante la ocurrencia de choques de oferta? Un choque oferta positivo (negativo) impacta la función de producción de una economía, pudiendo provocar una combinación de un crecimiento por encima (por debajo) de su potencial con presiones a la baja (alza) en los precios, generándose una correlación negativa entre estas dos variables.

Ante este fenómeno surge la duda de si los modelos Nuevo-Keynesianos tradicionales ofrecen a los hacedores de política el mejor marco para la toma de decisiones, al tomar en cuenta que los choques de oferta juegan un papel secundario en la “curva de Phillips” tradicional, generalmente relegado a su componente estocástico.

Referidos a las estrategias empíricas para estudiar el efecto de los choques, la correlación negativa entre inflación y crecimiento durante choques de oferta impone una disyuntiva en términos de reacción de política monetaria. Si un banco central que está enfrentando un choque positivo de oferta actúa consecuente con su mandato principal de mantener la inflación en torno a su meta, debiera aplicar medidas expansivas para revertir la tendencia a la baja de la inflación. Sin embargo, las condiciones monetarias expansivas, en un contexto de una brecha positiva del producto, podrían sobrecalentar la economía y generar desequilibrios importantes en los sistemas financieros que podrían dar al traste con la estabilidad macroeconómica y provocar desvíos inflacionarios aún mayores.

Por otro lado, si no se reacciona ante el choque positivo de oferta, la inflación se podría ubicar por períodos prolongados en niveles alejados de la meta anunciada por el banco central. Esta

situación podría generar un “desanclaje” de las expectativas de los agentes económicos y pérdida de credibilidad en el banco central. Decida reaccionar o no el banco central a los choques de oferta, será sumamente importante la comunicación sobre el razonamiento detrás de las decisiones de política monetaria.

Ante este reto para la política monetaria, surgen dos preguntas importantes que pretenden ser abordadas en este trabajo: **(1) ¿han sido relevantes los choques de oferta en las fluctuaciones cíclicas de la República Dominicana (RD)?, (2) ¿cuál ha sido el rol de la política monetaria ante la ocurrencia de los choques de oferta?**

Para tratar de responder estas inquietudes, se analiza el impacto de los choques de oferta sobre el crecimiento y la inflación de la RD durante el período 2005-2020, por medio de un modelo de Vectores Autorregresivos Estructurales (SVAR, por su acrónimo en inglés), aplicando restricciones de signos. Los resultados señalan que los choques de oferta han tenido una incidencia muy relevante, y en ocasiones mayor que los choques de demanda, sobre las fluctuaciones cíclicas de la inflación y del crecimiento.

A la luz de esta evidencia, se evalúa la reacción de la política monetaria, resaltándose que el modelo Nuevo Keynesiano convencional para EMI podría ser insuficiente para preservar la estabilidad macroeconómica. En ese sentido, instrumentales que distingan el impacto macroeconómico de los choques de oferta pueden ser una herramienta importante que complementa la función de reacción convencional del banco central. Se argumenta que, ante la incidencia de los choques de oferta, la implementación simultánea de medidas de política monetaria y macroprudenciales, así como una estrategia comunicacional más activa, han permitido mantener ancladas las expectativas de inflación.

El contenido del trabajo está organizado de la siguiente manera: en la sección 2 se presentan los hallazgos de las investigaciones que se han enfocado en el impacto de los choques de oferta. En la sección 3 se aborda la estrategia econométrica que se implementará para

identificar estos choques y una descripción de los datos empleados. Posteriormente, los resultados son presentados en la sección 4 y el rol de la política monetaria es analizado en la sección 5. Por último, se presentan las principales conclusiones y retos hacia adelante para los bancos centrales ante la ocurrencia de estos choques.

1.2. Revisión de literatura

En los esquemas modernos de política monetaria existe consenso, en términos generales, de que el principal objetivo de los bancos centrales debe ser la estabilidad de precios. Detrás de estos consensos subyace el modelo Nuevo Keynesiano, planteado por Clarida, Galí y Gertler (1999). Específicamente, consiste en un modelo de equilibrio general con dinero y rigideces temporales en los precios caracterizado a través de: (1) una curva de demanda agregada o “IS” (*Investment-Savings*), que refleja la relación inversa entre la tasa de interés real y la brecha del producto; (2) una curva de oferta agregada o la “curva de Phillips”, que asume una relación positiva entre la brecha del producto y la inflación, y (3) una función de reacción basada en una regla para la TPM, o regla de Taylor.

La forma funcional de la “curva de Phillips” convencional se puede representar por:

$$(1) \quad \pi_t = \alpha(\pi_{t+i}) + (1 - \alpha)(\pi_{t-i}) + \beta(y_t - y_t^*) + \varepsilon_t;$$

donde π_t es la inflación interanual en el período t , y_t es el nivel producción real, y_t^* es el nivel producción real potencial, ε_t corresponde a un choque estocástico, el subíndice i denota el horizonte de tiempo de los componentes retrospectivos (*backward looking*) y prospectivos (*forward-looking*) y α denota la relación entre la inflación presente y ambos componentes.

La regla que define la reacción de la política monetaria ante las fluctuaciones cíclicas de la economía se conoce ampliamente como la regla de Taylor, la cual se puede representar por:

$$(2) \quad TPM_t = i_t^{ext} + \pi_t + \alpha(\pi_t - \pi_t^*) + \beta(y_t - y_t^*) + \mu_t$$

donde TPM_t es la tasa de política monetaria nominal, i_t^{ext} es la tasa de interés real externa, π_t^* es la meta de inflación y μ_t corresponde a un choque estocástico. Esta especificación de la regla de política monetaria asume que se cumple la paridad de tasas de interés.

De acuerdo a la regla de Taylor convencional, un banco central debe incrementar la tasa de interés ante una brecha positiva de inflación o de producto. Por tanto, es evidente determinar cuál debe ser la dirección del ajuste a la TPM cuando la desviación de la inflación respecto a su meta y la brecha del producto van en la misma dirección. Sin embargo, la regla de Taylor no ofrece a los hacedores de políticas una solución igual de sencilla en el caso contrario, es decir, cuando ambas variables se mueven en direcciones opuestas.

La ausencia de una respuesta de política monetaria sugerida en este último caso se relaciona con la visión teórica tradicional sobre el rol que tienen los choques de oferta y demanda sobre las fluctuaciones cíclicas. La teoría económica sobre la cual se fundamenta el modelo Nuevo Keynesiano considera que los choques de demanda determinan las desviaciones del producto e inflación en el corto plazo. Mientras, los choques de oferta solo tienen efectos en el largo plazo, ya que se relacionan con cambios en los costos marginales de las firmas, de manera que afectan la tendencia de largo plazo del crecimiento. Por tanto, la política monetaria, en su rol de suavizar los ciclos, solo debería reaccionar a los choques de demanda.

En base a estas nociones teóricas sobre los choques de oferta y demanda, una parte de la literatura económica aborda la identificación de estos choques. El trabajo seminal de Blanchard y Quah (1988) presenta resultados consistentes con la teoría Keynesiana tradicional. Los autores definen un choque de oferta como aquel que tiene un impacto permanente sobre el producto y un choque de demanda como aquel con un efecto de corto plazo. Empleando estos supuestos, la identificación de los choques se logra a través de la aplicación de restricciones temporales (de largo plazo) a las funciones de impulso-respuesta del Vector Autorregresivo (VAR). Esta estrategia revela que las fluctuaciones transitorias de la actividad económica de Estados Unidos entre 1950 y 1987 se explican por los choques de demanda, mientras los

choques de oferta tienen efectos permanentes sobre la misma. Los resultados sugieren que los choques de demanda explican más del 80 % de la variabilidad en el producto en el corto plazo.

En contradicción con Blanchard y Quah (1988), Keating (2013) demuestra que los choques de demanda pueden tener efectos en el largo plazo, por lo que propone no establecer restricciones temporales a la respuesta de las variables ante un choque de demanda. En base a estos argumentos, interpreta los resultados empíricos previos de Keating y Nye (1998), señalando que los choques de demanda agregada tuvieron un efecto permanente en algunas economías del G7 en el período previo a la Primera Guerra Mundial.

La restricción de signos es una alternativa para la identificación de choques en un VAR. Esta técnica fue originalmente empleada por Uhlig (2005) para estimar el efecto de un choque de política monetaria sobre el producto, imponiendo restricciones de signos a la respuesta de los precios, las reservas y la tasa de interés ante un choque de política monetaria. De esta forma, la restricción de signos permite que se incorporen explícitamente las ideas teóricas a *priori* sobre una relación positiva o negativa entre las variables.

La metodología de restricciones de signos fue aplicada por Pagliacci (2015) para identificar choques de oferta y demanda para Estados Unidos y siete países de América Latina (Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México, Perú y Venezuela) entre 1996 y 2012. Estimando un VAR bivariado con el crecimiento del producto y la inflación, impone restricciones de signos en el corto plazo de forma que los choques de demanda tienen un impacto positivo sobre el crecimiento y la inflación, mientras los choques de oferta tienen un efecto positivo sobre el crecimiento y negativo sobre la inflación. Sus resultados revelan que los choques de oferta explican de forma sustancial las fluctuaciones del producto y de los precios; en cinco países explican más del 50 % de la varianza del crecimiento en el corto plazo. En vista del efecto observado que tienen los choques de oferta sobre los ciclos, la autora utiliza la descomposición histórica del crecimiento para sugerir dos indicadores que sirvan de guía para las

intervenciones de política monetaria cuando existe un *trade-off* entre el crecimiento y la inflación.

Para los países de América Latina, Camacho y González (2020) emplean la misma técnica y muestran que los choques de oferta generaron la mayor parte de las fluctuaciones cíclicas en el crecimiento e inflación de los países de la región durante el período 2014-2016, debido al fin del superciclo de los *commodities*. Específicamente, muestran que el choque de oferta se reflejó en mayores tasas de crecimiento y menor inflación para los países importadores netos de *commodities*, mientras que lo contrario ocurrió en las economías exportadoras netas.

El presente trabajo identifica los choques de oferta y demanda con el mismo modelo de Camacho y González (2020) e incorpora el período asociado al choque por la pandemia del COVID-19. A la luz de los resultados, se analiza cuál ha sido la reacción de la política monetaria en la República Dominicana ante choques de oferta, evidenciándose diferencias entre el período de choque de oferta positivo del fin del superciclo de los *commodities* y el período del COVID-19, donde simultáneamente se enfrenta un choque de demanda de una magnitud considerable.

1.3. Estrategia empírica

1.3.1. Modelo econométrico

Para identificar la parte del ciclo explicada por choques de oferta y demanda agregada, se parte de un modelo que permite caracterizar la interacción simultánea entre el producto y los precios ante la presencia de cada uno de estos choques. La metodología econométrica utilizada consiste en un modelo VAR estructural de la siguiente forma:

$$(3) \quad B_0 x_t = B_1 x_{t-1} + \dots + B_p x_{t-p} + w_t$$

donde x_t representa un vector con las variables del modelo en el período t , p son los rezagos de estas variables, las matrices B contienen los coeficientes a estimar de los rezagos y w_t es el

vector de errores estructurales o efectos de factores exógenos al modelo. Este modelo VAR(p) estándar es utilizado para representar un caso particular de dos variables, crecimiento (y) e inflación (π):

$$(4) \quad \begin{aligned} y_t &= b_{11}^1(0)y_{t-1} + b_{12}^1(0)\pi_{t-1} + \dots + b_{11}^p(p)y_{t-p} + b_{12}^p(p)\pi_{t-p} + w_{1t} \\ \pi_t &= b_{21}^1(0)y_{t-1} + b_{22}^1(0)\pi_{t-1} + \dots + b_{21}^p(p)y_{t-p} + b_{22}^p(p)\pi_{t-p} + w_{2t} \end{aligned}$$

donde b_{ij} representan los elementos de la matriz de coeficientes y el vector de término de error estructural w_t tiene una matriz de varianza-covarianza que se normaliza de tal forma que:

$$(5) \quad \mathbb{E}(w_t w_t') = \Sigma_w = I_K$$

donde I_K es una matriz identidad de dimensión $K = 2$, el número de variables en el modelo. Utilizando el operador de rezagos, el VAR se puede representar de forma reducida como:

$$(6) \quad \begin{bmatrix} y_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11}(L) & b_{12}(L) \\ b_{21}(L) & b_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ \pi_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} w_{1t} \\ w_{2t} \end{bmatrix}$$

equivalente a

$$(7) \quad Z_t = AZ_{t-1} + u_t.$$

En esta representación, Z es un vector columna con las dos variables endógenas del modelo, que se supone son estacionarias, A es una matriz que contiene información de los coeficientes autorregresivos y u es el vector de residuos o innovación de la forma reducida tal que $u_t = P\eta_t$, donde P es la descomposición de Cholesky de Σ_u , una matriz no-singular y triangular inferior, y los choques η_t , que se interpretan como los choques estructurales, no están correlacionados y tienen varianza unitaria.

La función de respuesta al impulso de los choques estructurales se obtiene de:

$$(8) \quad IR_t = A^{t-1}PQ$$

donde Q es la matriz de rotación tal que $QQ' = Q'Q = I$, los choques estructurales se recuperan de $u_t = PQw_t^*$, y cada una de las posibles soluciones de w_t^* consiste en choques no relacionados con varianza unitaria.

1.3.2. Estrategia de identificación: restricción de signos

Para rescatar la respuesta de las variables del VAR a los errores estructurales es necesario imponer ciertas restricciones. Para esto, se emplea la restricción de signos, siguiendo a Uhlig (2005), las cuales se basan en la dirección esperada sobre las cantidades y precios ante movimientos en las curvas de oferta y demanda. Específicamente, se postula que:

$$(9) \quad \begin{pmatrix} u_t^q \\ u_t^p \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} + & + \\ - & + \end{bmatrix} \begin{pmatrix} w_t^s \\ w_t^d \end{pmatrix}$$

Es decir, un choque expansivo de oferta (w_t^s) tiene un impacto positivo sobre el crecimiento y negativo sobre la inflación, mientras que un choque expansivo de demanda (w_t^d) tiene efectos positivos en ambas variables.

La cantidad de períodos a los cuales se les impone la restricción de signos debe ser mínima, para reducir la rigidez de los supuestos del modelo. En el presente caso, las restricciones de signos se aplicaron por 4 trimestres, en base a la duración mínima de las fases del ciclo, de acuerdo a la literatura sobre el tema.⁴

La implementación de esta estrategia se puede esquematizar en cinco pasos: (1) se realiza la estimación de un VAR sin restricciones; (2) se extraen las innovaciones ortogonales del modelo utilizando la descomposición de Cholesky y se computan las funciones de respuesta al impulso asociadas al VAR irrestricto; (3) se verifica si los impulso-respuesta cumplen con las restricciones de signos; (4) se almacenan los resultados cuando se cumplen estas restricciones

⁴ Beteta y Moreno-Brid (2014) encuentran que en CA y la RD la fase expansiva tiene una duración promedio de 2.5 años y la contractiva de 3.0.

y se descartan el resto de estimaciones; y (5) se repiten los pasos del (2) al (4) empleando varias matrices, sorteando valores aleatorios de una distribución normal.⁵

El proceso antes detallado permite obtener un conjunto de modelos estructurales consistentes con las restricciones de signos, donde el mecanismo de selección del cuarto paso se conoce como un enfoque puro de restricción de signos, de acuerdo a Uhlig (2005). Sin embargo, esta metodología posee dos desventajas: solo considera los impulso-respuesta que son consistentes con las restricciones establecidas, como señala Danne (2015), y es demandante en términos computacionales.

Como respuesta, existen dos enfoques alternativos: uno de ellos, propuesto por Rubio-Ramírez, Waggoner y Zha (2010), consiste en tomar la matriz Q que no cumpla con las restricciones y cambiar los signos de la columna deseada, obteniéndose una nueva matriz ortogonal que satisface la restricción. El otro enfoque consiste en una función de penalización para los impulso-respuesta que no cumplan con los signos deseados. Sin embargo, esta última favorece las respuestas en que se cumplen las restricciones de signos y con coeficientes elevados. Para los fines de este trabajo, se implementa la restricción de signos pura la cual, según Uhlig (2005), es más agnóstica que las otras dos aproximaciones, ya que se le otorga igual peso a todos los impulso-respuesta que cumplen con las restricciones.⁶

Una vez se repiten los pasos anteriores⁷ y se obtiene el número deseado de funciones de impulso-respuesta que cumplan con las restricciones, se puede calcular la mediana o cualquier otro percentil de esta distribución de impulso-respuesta. A partir de los resultados de estas estimaciones, se realiza una descomposición histórica del crecimiento y la inflación.

⁵ Esta metodología de generar matrices de variables aleatorias con distribución normal estandarizada se conoce como la transformación de Householder (Fry y Pagan, 2011).

⁶ Con el objetivo de reducir la demanda computacional de procedimiento, la rutina se detiene una vez se alcance un número deseado de matrices (500) que cumplan con las restricciones establecidas.

⁷ En el presente trabajo se establecen un máximo de diez mil repeticiones.

El VAR con restricciones de signos presenta limitaciones para incluir un mayor número de restricciones, ya que puede surgir dificultad para encontrar un suficiente número de matrices Q que cumplan con cada una de las restricciones que se definan. Por otro lado, en la medida en que se incluyen más variables, distinguir los choques específicos puede tornarse una tarea más compleja si dos o más choques distintos pueden tener el mismo efecto (en signos) sobre una de las variables del modelo.⁸ En este caso, es posible identificar ambos choques con solo dos variables, al explotarse la información sobre la dirección en que un choque de oferta y un choque de demanda impactan al crecimiento y la inflación.

Para evaluar el impacto de los choques de oferta y demanda en los ciclos del crecimiento y de la inflación, se analiza la descomposición histórica de cada una de estas variables, donde los valores observados se dividen en: (1) el componente explicado por choques de oferta, (2) el componente explicado por choques de demanda, y (3) su tendencia. Esto significa que, en el caso de ausencia de choques, la economía crecería consistente con su tendencia de largo plazo, siempre que en la cantidad de períodos elegidos para las restricciones de signos se capturen de manera adecuada las fluctuaciones cíclicas de corto plazo. Adicionalmente, se observan las funciones de impulso-respuesta ante un choque de oferta y un choque de demanda.

1.3.3. Descripción estadística

Para la estimación del modelo se utilizan dos variables, crecimiento e inflación, con frecuencia trimestral. El crecimiento se define como la variación porcentual interanual del producto interno bruto (PIB) real, mientras la inflación se calcula como la variación porcentual interanual del índice general de precios al consumidor (IPC) al cierre del trimestre. Dado que el objetivo de la estimación es extraer la parte cíclica del crecimiento y la inflación, se introducen ambas variables sin suavizar ni desestacionalizar, lo que permite capturar todos los movimientos,

⁸ Wolf (2017) se refiere a esta falla en la identificación como “choques enmascarados”. El autor señala la posibilidad de que, aun cuando otro choque no cause el mismo efecto sobre una variable, una combinación de otros choques sí lo haga.

incluso aquellos de alta frecuencia. Además, se utiliza la inflación general en lugar de la inflación subyacente, considerando que la mayor parte de los choques de oferta se originan por cambios en los precios de *commodities*, los cuales generalmente se excluyen para el cálculo de la inflación subyacente.⁹

Las estimaciones se realizan con datos desde el segundo trimestre de 2005 hasta el cuarto trimestre de 2020. Se realizaron las pruebas estadísticas tradicionales, verificándose que tanto el crecimiento como la inflación son individualmente estacionarios de acuerdo a las pruebas de raíz unitaria ADF (Dickey-Fuller Aumentada)¹⁰ y PP (Phillips-Perron)¹¹, lo que supone una condición suficiente para afirmar la estacionariedad del sistema.

La especificación del VAR contiene dos rezagos de cada una de las variables del modelo, de acuerdo al criterio de Schwarz¹². Si bien el resto de criterios indica un rezago óptimo de 12, se decidió incorporar los rezagos sugeridos por el criterio de Schwarz basado en el principio de parsimonia. De esta forma, la pérdida de grados de libertad es menor debido a que cada rezago implica que deben estimarse n^2 parámetros adicionales.¹³ De hecho, el uso de datos trimestrales e inicio de la muestra en 2005T2 hace el modelo más sensible a “problemas de dimensión” (*curse of dimensionality*)¹⁴. Adicionalmente, se comprobó que el VAR con dos rezagos cumple con la condición de estabilidad, debido a que las inversas de sus raíces están dentro del círculo unitario. Por el contrario, la inversa de las raíces del modelo con 12 rezagos está muy cerca de uno. Esta condición de estabilidad garantiza convergencia en los resultados y la validez de las funciones de impulso-respuesta. En tanto, el correlograma con 12 rezagos no es significativamente mejor que con 2 rezagos.

⁹ También se consideró utilizar la inflación interanual promedio del período, en lugar de la de fin de período, sin que se verificaran cambios sustanciales en los resultados.

¹⁰ Dickey y Fuller (1981).

¹¹ Phillips y Perron (1988).

¹² Schwarz (1978).

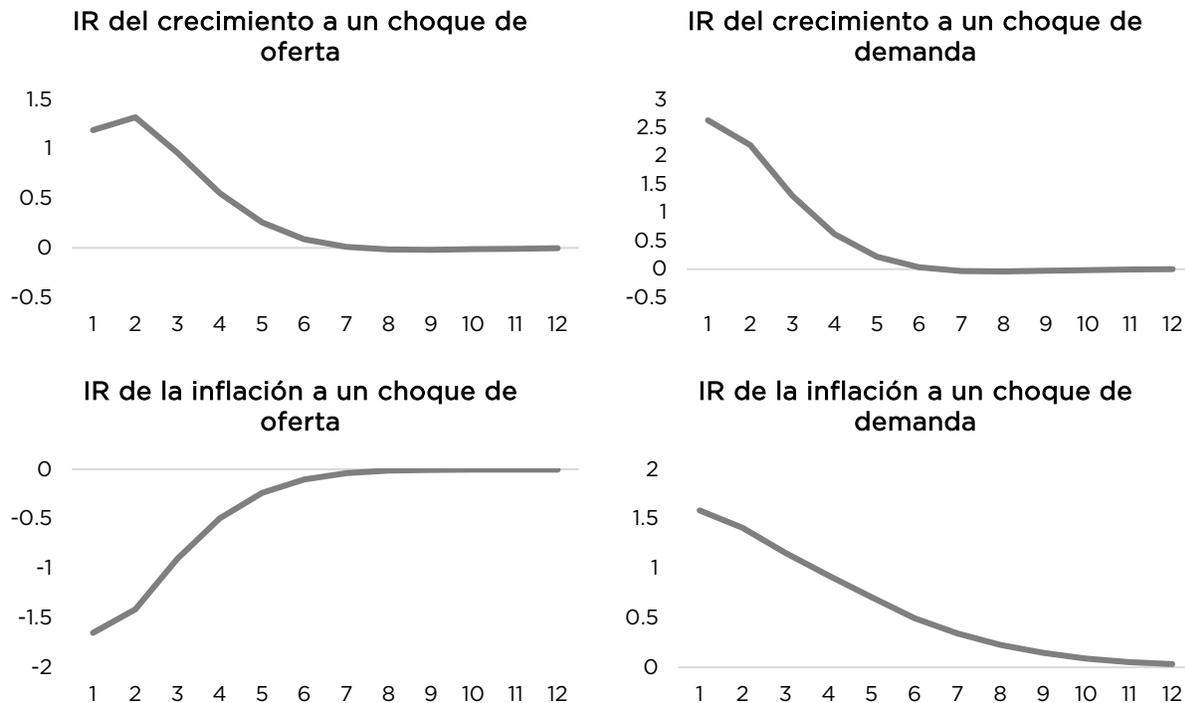
¹³ Una forma de calcular el número máximo de rezagos del modelo en base a la cantidad de observaciones es que $n \cdot p$ debe ser menor que el número de observaciones dividido entre 3; en nuestro modelo bivariado este indicaría un máximo de 8 rezagos.

¹⁴ Morana (2012).

1.4. Resultados

Los choques de oferta, así como los choques de demanda, han incidido de manera importante sobre la dinámica del crecimiento y la inflación en la República Dominicana. En el caso del crecimiento, el impacto de los choques de oferta persiste por siete trimestres, siendo esto un efecto más prolongado que el de los choques de demanda, el cual persiste por seis trimestres. En el caso de la inflación, los choques de demanda tienen un efecto de 12 trimestres mientras el impacto de los choques de oferta persiste por seis trimestres (gráfico 1).¹⁵ En cuanto a la magnitud de dicho efecto, las funciones de respuesta al impulso muestran que un choque de oferta, equivalente a una desviación estándar, impacta contemporáneamente el crecimiento en 1.19 puntos y a la inflación en 1.65 puntos. En tanto, el impacto contemporáneo de un choque de demanda es de 2.63 en el crecimiento y 1.58 en la inflación.

Gráfico 1. Impulso-respuesta (IR) del crecimiento y la inflación ante choques de oferta y demanda (una desviación estándar)

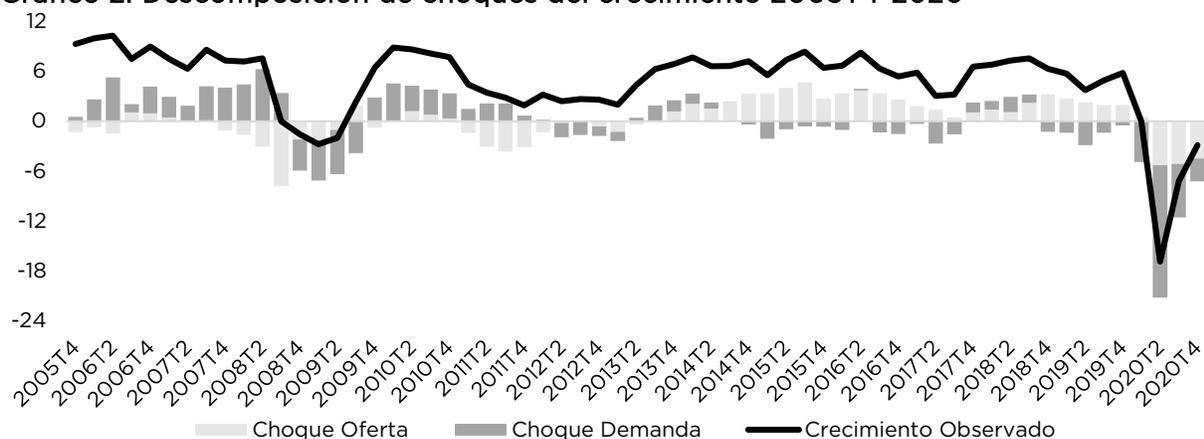


Fuente: elaboración propia de los autores.

¹⁵ El efecto se disipa en los períodos posteriores, por lo que el efecto acumulado se mantiene relativamente constante.

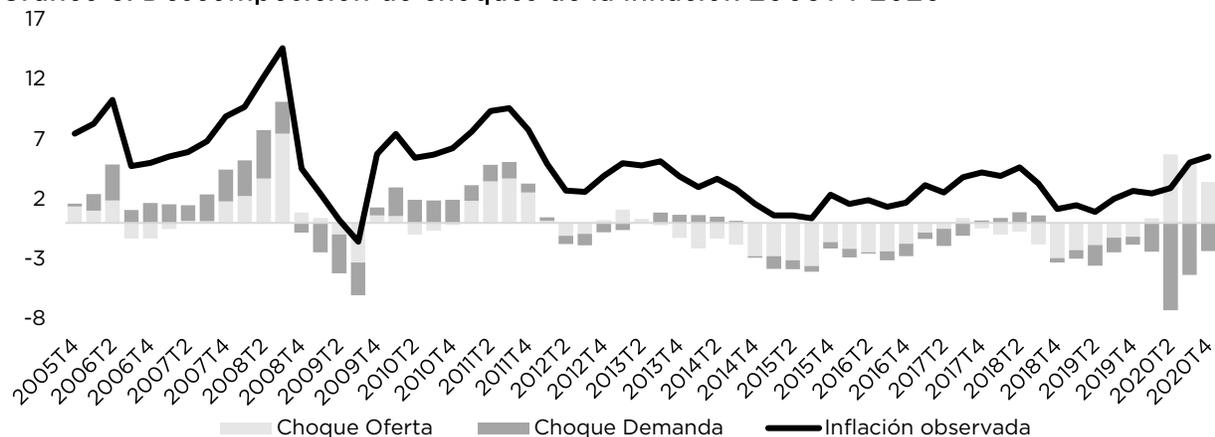
Por medio de la descomposición histórica de las series se obtienen sus desviaciones respecto a la tendencia que es causada por los choques de oferta y demanda en cada período, evidenciándose que los choques de oferta han tenido un rol tan importante como los choques de demanda. Este resultado se muestra en los gráficos 2 y 3.

Gráfico 2. Descomposición de choques del crecimiento 2005T4-2020



Fuente: elaboración propia de los autores.

Gráfico 3. Descomposición de choques de la inflación 2005T4-2020



Fuente: elaboración propia de los autores.

Al tomar en cuenta las incidencias al alza o a la baja (en términos absolutos) provocada por cada choque de manera individual¹⁶, la desviación total promedio del crecimiento de la muestra es de 4.39 puntos porcentuales, de la cual un 46.5 % se explica por choques de oferta. Mientras,

¹⁶ Si $y^{obs} = y^T + y^D + y^S$, la desviación total es equivalente a $|y^T| + |y^D|$.

la desviación total promedio de la inflación fue de 3.13 puntos porcentuales, de la cual un 54.4 % se debe a los choques de oferta.

La incidencia de los choques de oferta es mayor sobre ambas variables en cuatro períodos particulares: (1) en 2008 y (2) en 2011T3-2012T2, debido al superciclo en los precios de los *commodities*; (3) 2014-2016, asociado al fin de este superciclo; y (4) en 2020T1-2020T4, ante la pandemia del COVID-19. Tomando en consideración que el esquema de metas de inflación se adoptó en 2012, el resto del documento se concentra en el impacto de los choques en los dos episodios más recientes y la reacción de la política monetaria ante los mismos.

De acuerdo con los resultados en el gráfico 2, entre 2014T1 y 2017T1, la incidencia del choque de oferta fue superior a la del choque de demanda tanto en el crecimiento como en la inflación. En ese período, el crecimiento promedio observado fue de 6.8 %. Este crecimiento fue superior al de tendencia debido a la incidencia de los choques de oferta, ya que al extraerse la incidencia de dicho choque se obtiene que, en ausencia de éstos, el crecimiento promedio hubiese sido 3.8 %. Respecto a la inflación, el choque de oferta provocó presiones a la baja en igual período, considerando que la inflación observada fue de 1.9 % en promedio, por debajo del 4.1 % sugerido en ausencia de choques de oferta.

En 2020T1-2020T4, el crecimiento promedio fue de -6.8 %, con una inflación promedio de 4.0 %. De acuerdo con el ejercicio de descomposición histórica, en ausencia del choque de oferta el crecimiento hubiese promediado -2.6 % y la inflación 0.8 %. Estos resultados reflejan la ocurrencia simultánea de un choque de demanda negativo que, en términos de crecimiento, acentuó la contracción del producto y, en términos de inflación, contrarrestó el efecto positivo del choque de oferta sobre los precios.

1.5. Rol de la política monetaria ante los choques de oferta

1.5.1. Choque de oferta positivo: el fin del superciclo de los *commodities*

El período 2014-2016 estuvo caracterizado por una reducción prolongada en el precio internacional de los bienes primarios, lo que representó un choque de oferta positivo para la economía dominicana, similar a lo experimentado por los países de Centroamérica (Camacho y González, 2020) debido a su dependencia de las importaciones de petróleo. En este escenario, la caída en el precio del barril en los mercados internacionales generó la mayor parte de las fluctuaciones en ambas variables, experimentándose altas tasas de crecimiento y una baja inflación.

Inicialmente, se proyectaba que esta reducción sería poco persistente. En efecto, en un primer momento, donde se percibía que el choque era temporal, la postura de política monetaria se mantuvo invariable tomando en cuenta el rezago en la transmisión de la política monetaria. Sin embargo, la realidad fue que se extendió más allá de los horizontes de política monetaria de los bancos centrales.

La duración esperada del choque es un aspecto clave a considerar, debido a que, en los EMI, las decisiones se toman con un carácter prospectivo, al tomar en cuenta los rezagos de los mecanismos de transmisión de la política monetaria. Así, de acuerdo con la teoría convencional, los bancos centrales no deberían reaccionar a choques transitorios debido a que los efectos de las medidas que puedan tomar se observarían una vez se haya disipado el choque.

En adición, debe tomarse en cuenta la disyuntiva que enfrenta un banco central debido a que, de acuerdo con la regla de Taylor convencional, la estrategia de política apropiada consistiría en reducir la TPM para que la inflación converja a su meta y no se desanclen las expectativas de los agentes privados. Sin embargo, considerando que la política monetaria estaría reaccionando de manera procíclica, se pudiera generar un sobrecalentamiento de la economía

e incentivar episodios de sobre-exposición del sistema financiero a créditos y activos financieros riesgosos.

Ante el reto para determinar la duración de estos choques, el Banco Central se apoyó en una política comunicacional más activa, comunicando oportunamente a los agentes económicos sobre la incidencia del choque de oferta sobre la inflación para contribuir a mantener las expectativas de inflación ancladas en un contexto en que existan desvíos de la inflación en relación a la meta. Posteriormente, ante la persistencia del choque, el Banco Central aplicó una postura expansiva, con el objetivo de que la inflación no se ubicara de manera prolongada por debajo de su objetivo. Así, entre finales de 2014 y el tercer trimestre de 2016, la reducción promedio de TPM fue de 125 puntos básicos (pbs). De manera complementaria, se facilitaron recursos del encaje legal para ser provistos como crédito a través de los intermediarios financieros.

A partir del último trimestre de 2016, los efectos del choque de oferta comenzaron a disiparse en la medida que los precios de los *commodities* se estabilizaron. En este contexto, se inició el retiro del estímulo monetario mediante alzas en la tasa de interés.

1.5.2. Choque de oferta negativo: pandemia del COVID-19

En 2020, la pandemia del COVID-19 provocó un choque simultáneo de oferta y demanda a nivel global y la República Dominicana no fue la excepción. Las medidas de distanciamiento social implementadas para contener la propagación del virus implicaron cierres de empresas y fronteras, alterando las cadenas productivas y representando un choque de oferta negativo. Al mismo tiempo, los cierres de empresas, la paralización de determinados sectores económicos y el aumento del ahorro en un contexto de alta incertidumbre, provocó un choque de demanda negativo.

En general, un choque de oferta negativo combina un escenario de presiones inflacionarias y un menor crecimiento de la actividad económica, lo cual supone una disyuntiva para los bancos

centrales con EMI. En tanto, en presencia de un choque de demanda negativo, tanto la inflación como el crecimiento son afectados negativamente, por lo cual no existe tal disyuntiva y la función de reacción de la política monetaria sugiere, inequívocamente, que la postura debe tornarse expansiva.

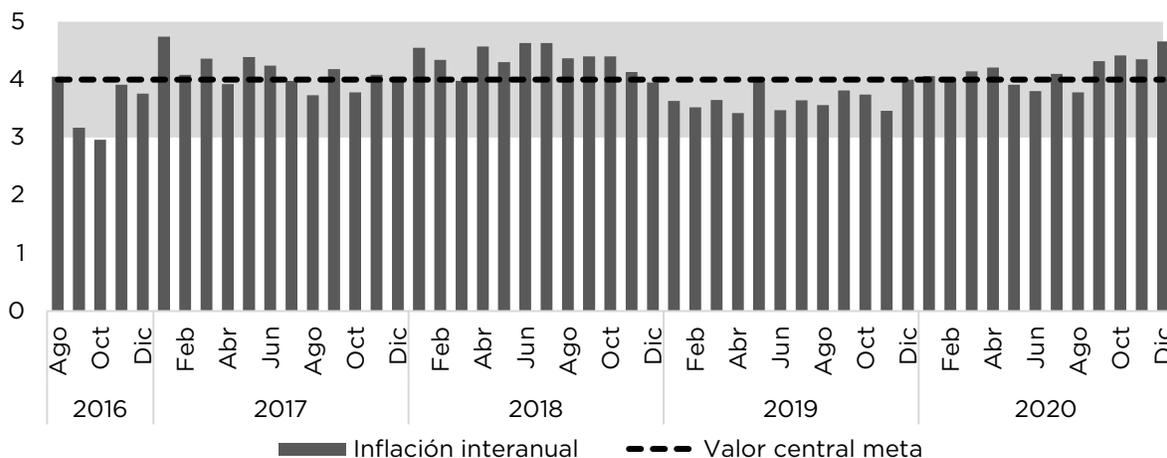
En el contexto del COVID-19, ambos choques fueron relevantes para la reacción de política, si bien las decisiones estuvieron encaminadas hacia mitigar, principalmente, el choque de demanda, al estimarse que en un principio este sería más importante y permanente que el choque de oferta. En ese orden, el Banco Central decidió flexibilizar las condiciones monetarias y financieras a partir de marzo de 2020. Con estos fines, se implementaron medidas convencionales y no convencionales de política monetaria para reforzar el apoyo monetario. Así, se redujo la tasa de política monetaria en 150 puntos básicos entre marzo y septiembre, hasta ubicarse en su mínimo histórico de 3 %. A la vez, se implementaron una serie de medidas de provisión de liquidez por cerca de 5 % del PIB para canalizar recursos a los hogares y empresas a través de las entidades financieras. Adicionalmente, se tomaron medidas regulatorias transitorias para garantizar que se mantuvieran elevados los niveles de liquidez y de capitalización en el sistema financiero, a pesar del choque extraordinario y la incertidumbre provocada por el mismo.

A partir de 2020T3, la incidencia al alza sobre los precios del choque de oferta negativo comenzó a superar la incidencia a la baja del choque de demanda, como se observa en el gráfico 3, reflejándose en una tendencia positiva en la inflación. En respuesta, se hizo necesario emplear una política comunicacional más frecuente, detallada y explicativa para reflejar la transitoriedad de los choques de oferta y contribuir a mantener las expectativas de inflación ancladas en un contexto de desvíos de la inflación en relación a la meta.

En efecto, las expectativas de inflación a mediano plazo se mantuvieron cerca de la meta, fijas en 4 % para el horizonte de 24 meses en la mayor parte del año 2020. Asimismo, el índice de

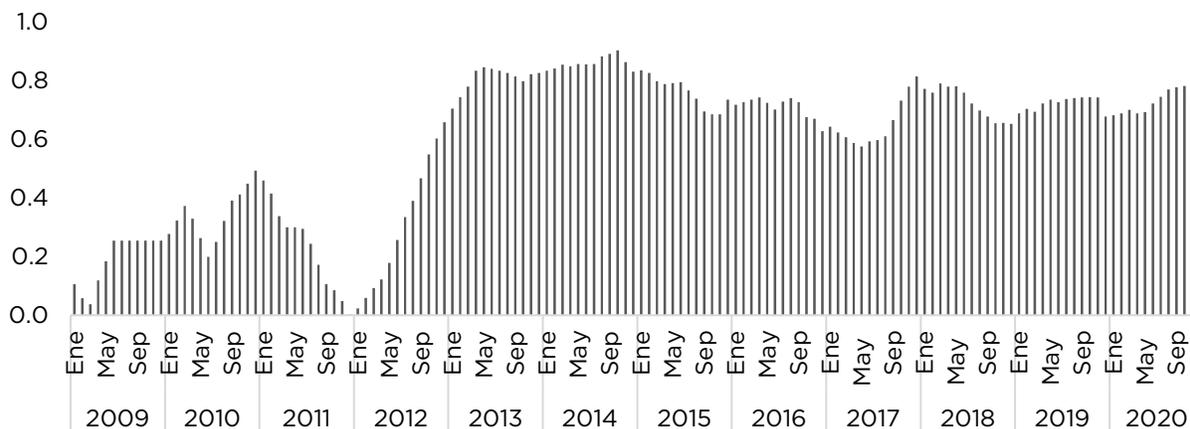
anclaje de expectativas de inflación¹⁷ muestra que la política monetaria logró desacoplar las expectativas de inflación de mediano plazo de la dinámica inflacionaria de corto plazo, similar a lo sucedido durante el episodio del choque de oferta positivo del superciclo de *commodities*.

Gráfico 4. Expectativas de inflación interanual a 24 meses (ago. 2016-dic. 2020)



Fuente: elaboración propia de los autores con informaciones provenientes de la Encuesta de Expectativas Macroeconómicas del BCRD.

Gráfico 5. Índice de anclaje de expectativas de inflación (promedio móvil 12 meses, 2009-2020)



Fuente: elaboración propia de los autores con informaciones provenientes de la Encuesta de Expectativas Macroeconómicas del BCRD.

¹⁷ Se utiliza la metodología propuesta por Mendonça (2004) para construir un índice que se ubica entre 0 y 1, alcanzando el valor máximo cuando la expectativa es exactamente igual al objetivo anunciado por la autoridad monetaria y penalizando tanto los desvíos hacia arriba o hacia debajo de la meta de inflación

1.6. Conclusiones y retos

El marco analítico convencional Nuevo Keynesiano, utilizado para estimar la reacción sugerida de política monetaria, está basado principalmente en el impacto de los choques de demanda agregada sobre la actividad económica y precios. Sin embargo, los resultados de este estudio muestran que los choques de oferta han jugado un rol importante en la determinación de las fluctuaciones cíclicas de estas variables en el período 2005T2-2020. Específicamente, se observa que los choques de oferta han provocado más desvíos de la inflación (un total del 54 % de la desviación total) que los choques de demanda, mientras que, con relación al ciclo del crecimiento, el impacto de los choques de oferta representó el 47 % de la desviación total.

La incidencia de los choques de oferta se destaca en el período 2014-2016, asociado al fin del superciclo de los *commodities* y en 2020T1-2020T4, ante la pandemia del COVID-19.

El impacto del fin del superciclo de los *commodities* sobre el crecimiento y la inflación en la RD se asocia con la importancia que tienen las materias primas sobre la estructura productiva y las canastas de consumo, siendo una economía importadora neta de estos bienes primarios. En ese sentido, al ser un choque de oferta positivo, significó un reto para la política monetaria, ya que bajo un EMI los bancos centrales no pueden corregir los desvíos de crecimiento e inflación utilizando únicamente la TPM como instrumento de política. En este escenario, existía la posibilidad de que la política monetaria reaccionara de manera procíclica, por lo que el Banco Central se auxilió de políticas macroprudenciales y una política comunicacional más activa, en adición al ajuste de tasa.

En cuanto al año 2020, la pandemia del COVID-19 representó choques negativos simultáneos de oferta y demanda que requirieron poner en marcha un amplio plan de estímulo monetario combinando políticas convencionales y no convencionales para garantizar la estabilidad macroeconómica. En ambos episodios, se logró mantener ancladas las expectativas de inflación a pesar de las volatilidades inflacionarias y cambiarias.

Tomando en cuenta estos resultados, instrumentales analíticos que distingan el impacto macroeconómico de los choques de oferta, como el modelo planteado en este trabajo, pueden ser una herramienta importante para complementar la función de reacción convencional del Banco Central sugerida por el EMI. Sin embargo, es importante destacar el carácter que “mira hacia adelante” de las decisiones de política monetaria, por lo que siempre existirá incertidumbre sobre la determinación *a priori* de la transitoriedad del choque y la pertinencia de la reacción de política monetaria.

Referencias

Alfaro, A. y Monge, C. (2013). Índices de credibilidad del Banco Central de Costa Rica en la transición a Metas de Inflación. Documento de investigación DI-03-2013. Banco Central de Costa Rica.

Battini, N. y Laxton, D. (2006). Under what conditions can Inflation Targeting be adopted? The experience of Emerging Markets Working Papers No. 406. Banco Central de Chile.

Baumeister, C. y Hamilton, J. (2015). Sign Restrictions, Structural Vector Autoregressions, and Useful Prior Information.

Bernake, B. y Mishkin, F. (1997). Inflation Targeting: A New Framework for Monetary Policy? The Journal of Economic Perspectives, Vol. 11, No. 2, pp. 97-116

Beteta, H. y Moreno-Brid, J. (2014). Cambio estructural y crecimiento en Centroamérica y la República Dominicana: Un balance de dos décadas, 1990-2011. Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).

Blanchard, O. (1989). A Traditional Interpretation of Macroeconomic Fluctuations. The American Economic Review, Vol. 79, No. 5, pp. 1146-1164.

Blanchard, O. y Quah, D. (1989). The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. The American Economic Review, Vol. 29, No. 4, pp. 655-673.

Braun, H., De Bock, R. y DiCecio, R. (2009). Supply Shocks, Demand Shocks, and Labor Market Fluctuations. Federal Reserve Bank of St. Louis Review, May/June 2009, 91(3), pp. 155-78.

Brinca, P.; Duarte, J.B. and Faria-e-Castro, M. Measuring Sectoral Supply and Demand Shocks during COVID-19. Working Paper 2020-011B, Federal Reserve Bank of St. Louis, 2020.

Calderón, C. y Schmidt-Hebbel, K. (2008). What drives inflation in the world? Working Papers No. 491. Banco Central de Chile.

Carrière-Swallow, Y. y Gruss, B. Implications of Global Financial Integration for Monetary Policy in Latin America. Challenges for Central Banking Perspectives from Latin America, Chapter 4. Fondo Monetario Internacional.

Carvalho, F. y de Castro, M. (2017). A Brazilian Perspective on Macroprudential and Monetary Policy Interaction. Challenges for Central Banking Perspectives from Latin America, Chapter 8. Fondo Monetario Internacional.

Castillo, P., Contreras, A., Quispe, Z. y Rojas, Y. (2011). Política macroprudencial en los países de la Región. Moneda 149-01, Banco Central de la Reserva del Perú.

Choi, S., Furceri, D., Loungani, P., Mishra, S. y Poplawski-Ribeiro, M. (2017). Oil Prices and Inflation Dynamics: Evidence from Advanced and Developing Economies. Fondo Monetario Internacional WP/17/196.

Claessens, S., Kose, M. A., Terrones, M. (2010). Recesiones y alteraciones financieras en mercados emergentes: una visión panorámica. Economía Chilena Vol. 13, No. 2.

Clarida, R., Galí, J. (1994). Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important are Nominal Shocks? NBER Working Paper No. 4658

Clarida, R., Galí, J. y Gertler, M. (1999). The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective. Journal of Economic Literature Vol. XXXVII, pp. 1661-1707.

Consejo Monetario Centroamericano (CMCA). Matriz de principales políticas macroeconómicas (2018).

Danne, C. (2015). VARsignR: Estimating VARs using sign restrictions in R. MPRA Paper No. 68429.

Dickey, D. y Fuller, W. (1981) Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. Econometrica, 49, pp. 1057-72.

N. Nergiz Dincer y Barry Eichengreen, 2014. Central Bank Transparency and Independence: Updates and New Measures. International Journal of Central Banking, International Journal of Central Banking, vol. 10(1), pp. 189-259. Enders, W. y Hurn, S. (2005). Identifying aggregate demand and supply shocks in a small open economy.

Fischer, S. (1983). Supply shocks, wage stickiness and accommodation. NBER Working Paper No. 1119.

Fondo Monetario Internacional. The interaction between Monetary and Macroprudential policies (2013).

Fondo Monetario Internacional. Regional Economic Outlook, Western Hemisphere: Seizing the momentum (2018).

Fondo Monetario Internacional, Banco Internacional de Pagos y Consejo de Estabilidad Financiera (2016). Elements of Effective Macroprudential Policies, Lessons from International Experience.

Fry, R. y Pagan, A. (2011). Sign Restrictions in Structural Vector Autoregressions: A Critical Review. *Journal of Economic Literature* 2011, 49:4, 938-960.

García, P. (2014). A quince años de la meta de inflación en Chile. *Documentos de Política Monetaria* No. 48. Banco Central de Chile.

Gómez-González, J., Ojeda-Joya, J., Tenjo-Galarza, F. y Zárate, H. (2013). The Interdependence Between Credit and Business Cycles in Latin America Economies. *Borradores de Economía*, No. 768. Banco de la República de Colombia.

Gordon, R. (2013). The Phillips Curve is Alive and Well: Inflation and the NAIRU During the Slow Recovery. *NBER Working Paper* No. 19390.

Grigoli, F., Herman, A. y Swiston, A. (2017). A Crude Shock: Explaining the Impact of the 2014-16 Oil Price Decline Across Exporters. *Fondo Monetario Internacional WP/17/160*.

Hoffmaister, A. y Roldós, J. (1997). Are Business Cycles Different in Asia and Latin America? *International Monetary Fund Working Paper* WP/97/9.

Jácome, L. (2013). Política macroprudencial: en que consiste y como ponerla en práctica. *Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos*.

Keating, J. (2013). Interpreting Permanent Shocks to Output When Aggregate Demand May Not Be Neutral in the Long Run. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 45, No. 4.

Keating, J. y Nye, J. (1998). Permanent and Transitory Shocks in Real Output: Estimates from Nineteenth Century and Postwar Economies. *Journal of Money, Credit and Banking*, 30, pp. 231-51.

Lavanda, G. y Rodríguez, G. (2011). Descomposición histórica de la inflación en Perú. Distinguiendo entre choques de demanda y choques de oferta. *Economía* Vol. XXXIV, N° 67, semestre enero-junio 2011, pp. 126-162.

Levin, A., Natalucci, F. y Piger, J. (2004). The Macroeconomic Effects of Inflation Targeting. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, July/August 2004, 86(4), pp. 51-80.

Mendonça, H. F. (2004). Midiendo la credibilidad del esquema de Metas de Inflación en Brasil. *Revista de Economía Política*, 24(3).

Mishkin, F. (2004). The Macroeconomic Effects of Inflation Targeting. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, July/August 2004, 86(4), pp. 51-80.

Mishkin, F. (2007). Inflation Dynamics. *NBER Working Paper* No. 13147.

Morana, C. (2012). PC-VAR Estimation of Vector Autoregressive Models. *Open Journal of Statistics*, 2012, 2, 251-259.

- Pagliacci, C. (2016). Are we ignoring supply shocks? A proposal for monitoring cyclical fluctuations. Documentos de Investigación - Research Papers 21, Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, CEMLA.
- Phillips, P. y Perron, P. (1988). Testing for a unit root in a time series regression. *Biometrika*, Vol. 75, No. 2, pp. 335-346.
- Roache, K. (2008). Las tendencias regionales de América Central y los ciclos económicos de Estados Unidos”, *América Central: progreso económico y reformas*. Fondo Monetario Internacional (FMI).
- Rojas, M. (2017). Estadísticas del subsector eléctrico de los países del Sistema de la Integración Centroamericana (SICA), 2016. Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Roubini, N. (2017). *The Mystery of the Missing Inflation*. Project Syndicate.
- Rubio-Ramírez, J., Waggoner, D. y Zha, T. (2010). Structural Vector Autoregressions: Theory of Identification and Algorithms for Inference. *Review of Economic Studies*, 2010, vol. 77, issue 2, pp. 665-696.
- Sariola, M. (2015). What drives business cycles in Sweden? A sign restriction structural VAR approach. *Sweden Ministry of Finance Discussion Papers 1/2015*.
- Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano (2008). Impacto del Incremento de los Precios del Petróleo y los Combustibles en la Inflación de Centroamérica y República Dominicana. Documento de Trabajo SECMCA I – 2408.
- Shapiro, M. y Watson, M. (1988). Sources of Business Cycles Fluctuations. *NBER Macroeconomics Annual 1988*, Volume 3.
- Shwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *The Annals of Statistics*, Vol. 6, No.2, 461-464
- Sims, C. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, Vol. 48, No. 1, pp. 1-48.
- Svensson, L. (2010). Inflation Targeting. *NBER Working Paper 16654*.
- Uhlig, H. (2005). What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure. *Journal of Monetary Economics* 52 (2005) 381-419.
- Wolf, C. (2017). Masquerading Shocks in Sign-Restricted VARs.

Apéndice

Pruebas de robustez

Reducción de los períodos en los que se impone la restricción de signos

Este ejercicio consiste en limitar las restricciones en el modelo de forma que los choques se identifiquen cuando los impulso-respuesta cumplan con los signos esperados por solo dos trimestres ($k=2$). Este enfoque es más *naïve*, con el interés de verificar si los efectos esperados de los choques de oferta y demanda sobre el crecimiento y la inflación permanecen algunos períodos más allá de los que se imponen. Los gráficos de impulso-respuesta de este ejercicio muestran una persistencia de los choques similar a la estimación base en la mayoría de los casos, demostrando la robustez de los resultados anteriores.

Respecto a la importancia relativa de los choques, con esta especificación se observan cambios respecto al escenario base, es decir, en este caso los choques de oferta explican la mayor parte del ciclo de crecimiento y los choques de demanda han tenido un rol más importante en las fluctuaciones de la inflación. En promedio, un 51.3 % de la desviación total del crecimiento se explica por choques de oferta. En los desvíos de la inflación, los choques de oferta explican el 42.8 %.

Incremento de los períodos en los que se impone la restricción de signos

El escenario contrario consiste en endurecer las restricciones de signos y evaluar su impacto sobre los resultados. Para esto, se intentó realizar estimaciones donde las restricciones de signos se imponen por seis trimestres ($k=6$). Este ejercicio fue menos exitoso, encontrándose dificultades para obtener resultados que cumplieran con las restricciones. En ese sentido, no

fue posible identificar choques de oferta y demanda con una duración de seis trimestres.¹⁸ Este resultado es consistente con la literatura sobre la duración promedio de los ciclos económicos.

¹⁸ Con 10,000 simulaciones del VAR, no se obtienen las 500 matrices donde los IR cumplieran con la restricción. Aún reduciendo el número de matrices necesarias a 200 matrices, no se encontraron suficientes que cumplieran con las restricciones durante seis trimestres. Al reducir el número de períodos de restricción a cinco ($k=5$), se extraen 500 matrices en 18,200 repeticiones, en contraste con el ejercicio original, donde se obtienen con menos de 10,000 simulaciones.

2. EFECTO TRASPASO DE LAS FLUCTUACIONES DEL TIPO DE CAMBIO AL NIVEL DE PRECIOS EN LA REPÚBLICA DOMINICANA LUEGO DE ADOPTADO EL EMI

Efecto traspaso de las fluctuaciones del tipo de cambio al nivel de precios en la República Dominicana luego de adoptado el EMI

Amarilis Altagracia¹

Eduardo Sánchez¹

Alina González¹

Resumen*

Este trabajo analiza el efecto transferencia de las fluctuaciones del tipo de cambio al nivel general de los precios en la República Dominicana, luego de adoptado el Esquema de Metas de Inflación, utilizando datos mensuales para el período enero 2010 – junio 2021. De acuerdo a las estimaciones realizadas, el efecto transferencia contemporáneo se ha reducido de 31 % en el año 2010 a 16 % en junio de 2021. Además, este documento explora el efecto transferencia a los distintos quintiles de la República Dominicana. En ese sentido, se encontró evidencia de que el efecto transferencia es más alto en los quintiles más pobres de la sociedad dominicana, en comparación con los quintiles más ricos. Además, las estimaciones sugieren que el *pass-through* se ha reducido en cada quintil desde 2010 a 2019, destacándose el quintil 4 con una reducción de 8.9 puntos porcentuales.

Clasificación JEL: C32, E31, F31.

Palabras clave: *pass-through* del tipo de cambio, inflación, EMI, quintiles, VAR.

¹Departamento Internacional.

Para preguntas y comentarios escribir a a.altagracia@bancentral.gov.do, ej.sanchez@bancentral.gov.do o alina.gonzalez@bancentral.gov.do.

* Los puntos de vista y conclusiones de este estudio no representan necesariamente la opinión del Banco Central de la República Dominicana (BCRD). Cualquier error u omisión es de exclusiva responsabilidad de los autores.

Pass-through effect from exchange rate movements to prices in the Dominican Republic after the adoption of the inflation targeting scheme

Amarilis Altagracia²

Eduardo Sánchez²

Alina González²

Abstract*

This paper analyzes the pass-through of the exchange rate fluctuations to the general level of prices in the Dominican Republic after adopting the Inflation Targeting Scheme using monthly data for the period January 2010 - June 2021. According to the estimates carried out, the contemporary exchange rate pass-through has been reduced from 31 % in 2010 to 16 % in June 2021. In addition, this document explores the transfer effect to the different quintiles of the Dominican Republic. In this sense, evidence was found that the transfer effect is higher in the poorest quintiles of Dominican society, compared to the richest quintiles. In addition, estimates suggest that the pass-through has decreased in each quintile from 2010 to 2019, with quintile 4 standing out with a reduction of 8.9 percentage points.

JEL classification: C32, E31, F31

Keywords: exchange rate pass-through, inflation, IT, quintiles, VAR.

²International Department.

For questions and comments write to a.altagracia@bancentral.gov.do, ej.sanchez@bancentral.gov.do or alina.gonzalez@bancentral.gov.do.

* The points of view and conclusions of this study do not necessarily represent the opinion of the Central Bank of the Dominican Republic (BCRD). Any errors or omissions are the sole responsibility of the authors.

2.1. Introducción

El entendimiento y estudio de los procesos que generan inflación en una economía es crucial al momento de aplicar una política monetaria exitosa, independientemente del esquema monetario adoptado. Esto es aún más importante para los bancos centrales que han adoptado Esquemas de Metas de Inflación (EMI), como es el caso del Banco Central de la República Dominicana (BCRD).

En enero del año 2012, luego de un extenso proceso de preparación de los distintos aspectos técnicos necesarios, contando con la asesoría de expertos de los principales bancos centrales de la región, así como del Fondo Monetario Internacional, el BCRD formalizó la adopción de un EMI, para la ejecución y aplicación de la política monetaria, por disposición de la Junta Monetaria.

El proceso de transición hacia el EMI implicó importantes avances en la formulación y operatividad de la política monetaria. El EMI está basado en el establecimiento de metas cuantitativas de inflación, para un período de tiempo específico. El objetivo principal de este esquema es el anuncio anticipado de una meta de inflación, de modo que se anclen las expectativas de la inflación de los consumidores y la política monetaria esté caracterizada por una mayor transparencia. Es por esto que la meta que sea anunciada en el programa monetario del Banco Central se convierte en el ancla principal de la economía.

Para lograr hacer cumplir el EMI, uno de los aspectos necesarios es que las autoridades del Banco Central sean capaces de determinar si es necesario dedicar esfuerzos para controlar las presiones en el tipo de cambio nominal que podrían, subsecuentemente, afectar el comportamiento de la inflación doméstica, poniendo en riesgo el nivel de precios internos. Este efecto se conoce como coeficiente de traspaso o efecto transferencia de las fluctuaciones del tipo de cambio a los precios, así como *Exchange Rate Pass-Through* (ERPT, por sus siglas en inglés).

El efecto transferencia es considerado bajo cuando las fluctuaciones en el tipo de cambio nominal no tienen efectos importantes sobre la inflación doméstica, lo que se traduce en una política monetaria más independiente y con mayor facilidad para implementar el EMI. Por el contrario, el coeficiente es alto cuando las fluctuaciones en el tipo de cambio nominal tienen efectos importantes sobre la inflación doméstica. Es por esto que, a la hora de formular e implementar la política monetaria, se requiere prestar especial atención y supervisión de la política cambiaria, con el propósito de que las fluctuaciones del tipo de cambio no resulten en un importante impacto inflacionario a la economía.

Este documento analiza el efecto traspaso del tipo de cambio a los precios en la República Dominicana, en particular su evolución luego de implementado el EMI. En lo adelante el documento se divide como sigue: la sección 2 contiene los aspectos teóricos y una revisión de literatura sobre el tema. La sección 3 describe las fluctuaciones del tipo de cambio y el nivel de precios en la República Dominicana. La sección 4 comprende los datos y fuentes utilizadas. La sección 5 explica la metodología empleada para la estimación del modelo, mostrando el ordenamiento de Cholesky y las funciones impulso-respuesta. La sección 6 analiza los resultados de la investigación. Por último, en la sección 7 se resumen las conclusiones, consideraciones y retos pendientes sobre el tema.

2.2. Aspectos teóricos y revisión de literatura

De acuerdo a la condición de la Paridad de Poder de Compra (PPC), el grado del traspaso del tipo de cambio a los precios de los bienes transables debe ser igual a uno, es decir, cualquier movimiento en el tipo de cambio debe pasar completamente a los precios de los bienes transables. Esta relación está basada en la ley de un solo precio, según la cual, en los mercados donde exista libre comercio y libre competencia, un mismo bien o servicio deberá tener el mismo precio, sin importar el país.

La ley de un solo precio requiere que:

$$(1) \quad P_i = eP_i^*$$

Donde P_i representa el precio doméstico de un bien transable i , mientras que P_i^* es el precio externo de ese mismo bien y e es el tipo de cambio nominal. Si se cumple la ley de un solo precio, dado un precio para los bienes transables, los cambios en los precios domésticos serían proporcionales a las variaciones del tipo de cambio. Expresando la ecuación (1) en términos porcentuales se tiene:

$$(2) \quad \hat{P}_i = \hat{e} + \hat{P}_i^*$$

De la ecuación (2) se deriva que, si el precio externo de los bienes transables no cambia, la ley de un solo precio se mantendrá siempre que $\frac{\hat{P}_i}{\hat{e}} = -1$. Esto quiere decir que el traspaso de los bienes transables a precios internos será completo en la medida en que se verifique el cumplimiento de dicha ley, en tanto que los desvíos de la misma implicarán un traspaso incompleto del tipo de cambio.

Es importante destacar que la ley de un solo precio se fundamenta en cuatro supuestos: no existen costos de transporte, no existen barreras comerciales, los vendedores y los consumidores están informados -simetría de información- y los mercados son competitivos. Respecto a esto, es importante explicar que el nivel de precios es determinado en un proceso de distribución. Siguiendo a Miller (2003), los canales de distribución de los precios se determinan en tres niveles: 1) los precios del importador, 2) los precios del productor y 3) los precios al consumidor. En cada etapa, los precios son impactados por choques particulares de la oferta y demanda, y estos efectos, a su vez, o bien pueden ser trasladados de un nivel a otro (del importador al productor, del importador al consumidor, y del productor al consumidor) o pueden ser asumidos por el mismo nivel en que ocurrió el choque a través de una modificación en sus márgenes de ganancias.

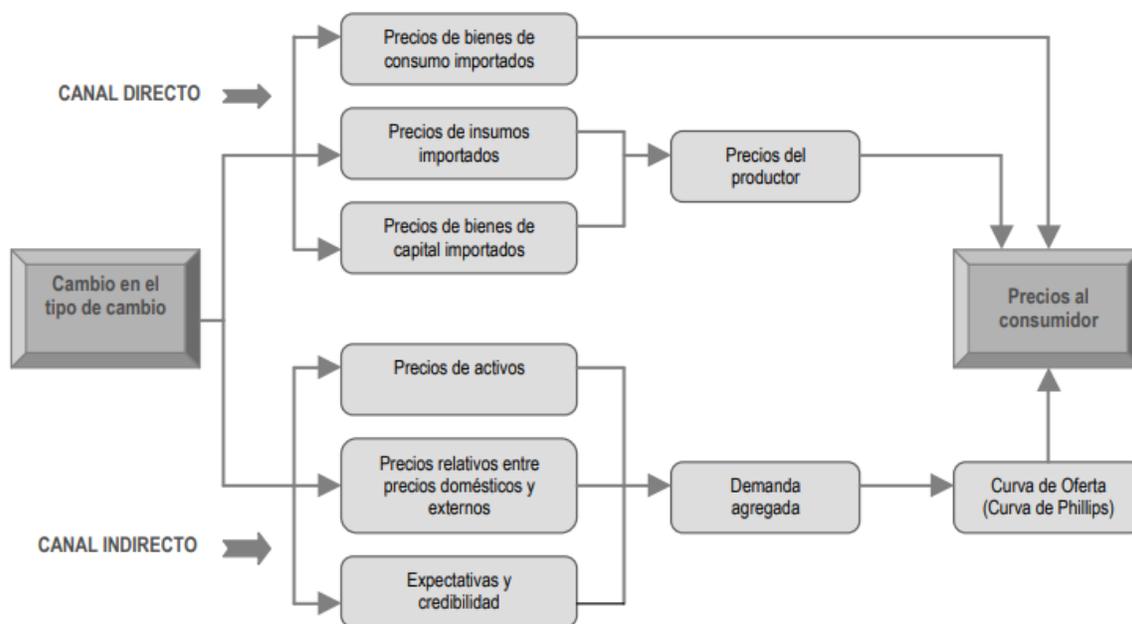
En el caso particular de las fluctuaciones del tipo de cambio, estos se transfieren hacia los precios al consumidor a través de dos canales: canal directo y canal indirecto (ver figura 1). La transferencia vía el canal directo se produce en dos etapas: 1) los movimientos del tipo de cambio son transferidos a los precios de importación (*pass-through de primer nivel*) y 2) las modificaciones de los precios de los bienes importados son transferidos a los precios del consumidor (*pass-through del segundo nivel*).

En cuanto al canal indirecto, el traspaso ocurre mediante mecanismos que inciden en la oferta y demanda agregada, y estos, a su vez, se transfieren a los precios finales de consumo. Miller argumenta que los choques del tipo de cambio pueden ocurrir particularmente a través de tres mecanismos: el mecanismo de los precios relativos entre precios domésticos y externos, el cual implica que una depreciación del tipo de cambio abarata los precios domésticos relativos a los bienes importados, modificando los comportamientos de consumo de los agentes económicos e incentivando una mayor producción de los bienes nacionales, afectando así la demanda agregada.

Otro mecanismo al que hace referencia este autor es a través de los precios de los activos, el cual implica que una depreciación del tipo de cambio aumenta la deuda de las firmas y familias en moneda extranjera, necesitando más unidades de la moneda local para honrar la deuda en moneda externa. En ese sentido, se modifican los balances de los distintos agentes económicos, reduciendo su riqueza y capacidad de gasto, afectando contractivamente la demanda agregada.

Un último mecanismo mencionado es que un choque del tipo de cambio afecta los precios finales de los agentes es vía las expectativas y credibilidad de estos, particularmente, modificaciones en el tipo de cambio alteran y postergan los planes de consumo e inversión, afectando negativamente la demanda agregada.

Figura 1. Canales de distribución de modificaciones en el tipo de cambio a los precios finales



Fuente: extraído de Miller (2003).

En la práctica, esta ley no suele cumplirse debido a que ocurren modificaciones de los precios durante el proceso de distribución, las cuales son motivadas por comportamientos oligopólicos y monopólicos por parte de los productores. Krugman (1987) y Dornbusch (1987) demuestran que, bajo una condición de competencia imperfecta, “los precios del mercado” pueden explicar por qué las fluctuaciones en el tipo de cambio no se reflejan una a una en los precios. Agregando a esto la existencia de factores que no permiten que la ley se cumpla, tal es el caso, de los costos de transporte de las mercancías y la presencia de barreras de entrada al mercado para los nuevos competidores. Debido a que estos supuestos no se cumplen a cabalidad, el traspaso es incompleto, y, por tanto, la literatura se ha dedicado a investigar las razones que influyen en que el grado de traspaso sea mayor o menor por su implicación en la efectividad de la política monetaria.

En ese sentido, distintos autores han estudiado el papel de los movimientos del tipo de cambio en la variación de los precios para diferentes economías con esquema de metas de inflación. Este efecto traspaso del tipo de cambio a precios ha venido cobrando más relevancia en las

investigaciones para los hacedores de política monetaria debido a que en los últimos años los estudios indican que este coeficiente se ha reducido en nivel y velocidad para varias economías (Gianelli, 2012).

Otro factor que se estudia en la literatura sobre el traspaso de las fluctuaciones del tipo de cambio a los niveles de precios es la simetría, la cual asocia la magnitud y dirección de la reacción de los precios a la magnitud y dirección del choque cambiario. En otras palabras, un efecto transferencia simétrico indica que los precios reaccionan proporcionalmente igual ante una depreciación del tipo de cambio que ante una apreciación del mismo, tan solo diferenciados por la dirección de la reacción. En caso de que la proporción de la reacción sea distinta para cada caso, entonces se considera que el efecto traspaso es asimétrico.

Para realizar estos análisis se toman en cuenta factores microeconómicos y macroeconómicos, además de las expectativas de los agentes económicos sobre las políticas monetarias y cambiarias (Mendoza, 2012).

Desde el enfoque macroeconómico, Taylor (2000) examina la posibilidad de que una inflación menor y más estable sea un factor detrás de la reducción del grado en el que las empresas traspasan a sus propios precios los incrementos de los precios en firmas competidoras, así como los aumentos de los costos que se deben a movimientos del tipo de cambio u otros factores. Esto se puede interpretar como que las firmas intentan determinar la persistencia de los incrementos de precios y costos antes de reaccionar con sus propios precios. Para una firma decidir cuánto ajustar su precio, una baja inflación debe estar asociada con menores cambios persistentes en costos y precios de otras firmas en la economía.

Por su parte, Devereux y Yetman (2002) introducen un modelo formal para explicar la conexión entre traspaso y política monetaria, el cual asume una economía pequeña y abierta donde el efecto traspaso del tipo de cambio a los precios es determinado por la frecuencia de los cambios de precios de las firmas importadoras. Según estos autores, políticas menos

acomodaticias, que implican un promedio más alto de la tasa de inflación y una mayor volatilidad del tipo de cambio, conllevan mayores cambios en los precios y, por tanto, un efecto traspaso más alto.

Mishkin (2008) argumenta que la caída en el traspaso para economías con metas de inflación obedecería a una menor volatilidad en las expectativas, lo que opera como ancla nominal sobre los choques del tipo de cambio. Burstain *et al.* (2002) estudian el comportamiento de la inflación y del tipo de cambio real después de devaluaciones contractivas largas. Los autores argumentan que los costos de distribución y la sustitución en el consumo de las importaciones por bienes locales de menor calidad, pueden explicar cuantitativamente el comportamiento de los precios después de la devaluación.

Miller (2003) argumenta que existen otros factores macroeconómicos e institucionales que determinan el *pass-through* del tipo de cambio a los precios finales, entre estos: la volatilidad del tipo de cambio, la incertidumbre de la demanda agregada, el grado de apertura de la economía, el estado de la economía y la brecha del tipo de cambio real respecto a su nivel de equilibrio.

Por otro lado, existen aspectos microeconómicos que determinan el coeficiente de traspaso. Nuevamente, Miller (2003) argumenta que aspectos de organización industrial impactan la capacidad de las firmas de traspasar fluctuaciones del tipo de cambio a los precios de los consumidores, entre estos: la política de fijación de diferentes precios en distintos mercados (también conocido como *pricing to market*), los costos de menú, la sustitución de productos importados y nacionales, la participación de las importaciones en la demanda agregada –o penetración de importaciones–, la composición de la canasta de precios al consumidor y la naturaleza temporal del ajuste del tipo de cambio.

En la literatura dominicana se han realizado investigaciones que estudian tanto los determinantes del efecto traspaso, así como sus diferentes características (magnitud,

velocidad y simetría), utilizando una diversidad de metodologías que abarcan desde Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), modelos lineales como los conocidos Vectores Autorregresivos (VAR), así como modelos no lineales como los modelos Autorregresivos con Transición Suave Logística (LSTVAR).

Fuentes y Mendoza (2007) estudian la simetría del efecto traspaso de las fluctuaciones del tipo de cambio al nivel de precios. Estos autores construyen un Vector Autorregresivo con Transición Suave Logística para explorar la existencia de asimetrías en el efecto transferencia, realizando previamente pruebas de linealidad y escogiendo variables de transición justificadas por la teoría, la evidencia empírica y por el juicio de los investigadores. De acuerdo a los resultados obtenidos, los autores indican que el comportamiento del efecto traspaso en la República Dominicana parece independiente del estado de la economía, el tamaño y el signo del choque cambiario.

García Berigüete (2013) analiza la magnitud y velocidad del efecto traspaso de los movimientos en el tipo de cambio hacia los precios de los bienes transables y no transables y, en particular, a los precios del consumidor en la República Dominicana. Este documento utiliza un modelo VAR y funciones impulso-respuesta acumuladas para obtener los efectos transferencias. García demuestra que los precios de los bienes transables son lo que responden con mayor rapidez a las fluctuaciones del tipo de cambio, en tanto que los precios de los bienes no transables responden unos trimestres más tarde. En adición, dicha autora encontró evidencia que demuestra que el coeficiente de los transables es mayor al de los precios al consumidor, y éste, a su vez, mayor al de los precios de los no transables.

Peña y Rosario (2018) realizaron un análisis de la incidencia de la depreciación del tipo de cambio en los precios de las importaciones y en los precios generales, utilizando MCO. Estos autores enfocaron su trabajo en confirmar si luego de adoptado el EMI en la República Dominicana ha habido un cambio en el *pass-through*. En ese sentido, los resultados sugieren que el efecto traspaso de largo plazo ha disminuido debido a una menor inercia inflacionaria,

en tanto que, para el corto plazo, no encontraron evidencia que indique variación. Es importante mencionar que un reto identificado por estos autores en su documento es la utilización de un MCO como metodología para su estimación, particularmente debido a que su modelo pudiera presentar problemas de endogeneidad entre la inflación y el tipo de cambio.

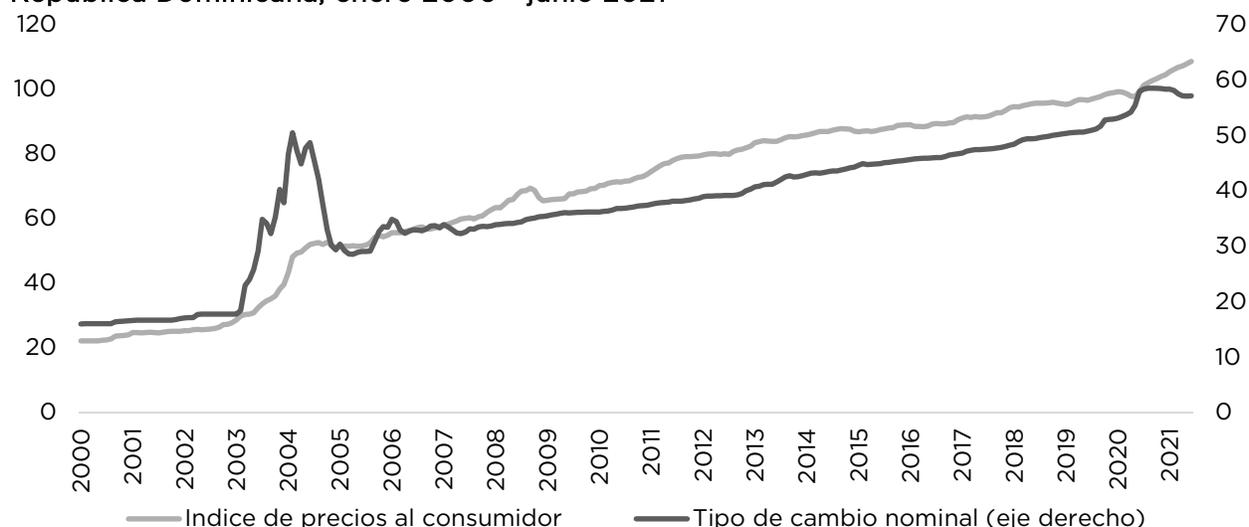
Ramírez y Sánchez (2019) estimaron la evolución del efecto traspaso luego de adoptado el EMI, utilizando un modelo VAR desagregado para cada artículo en la canasta de índice de precios al consumidor para tratar con el problema de interacción contemporánea entre el tipo de cambio y el nivel de precios. Según sus estimaciones, tanto la respuesta contemporánea como la respuesta máxima del nivel de precios en la economía dominicana a las innovaciones de tipo de cambio han disminuido desde el año 2012 al 2018. Estas disminuciones son explicadas tanto por el componente transable como no transable del índice de precios al consumidor, siendo este último el principal factor.

Por su parte, Alemany y Fuentes (2009) exploran los efectos de la devaluación de tipo de cambio sobre la distribución del ingreso en la República Dominicana utilizando el enfoque de cointegración de Johansen con información trimestral para el período 1992:1-2009:2. Estos autores encontraron que el efecto traspaso de todos los quintiles de ingresos es significativo y elevado, en el corto y largo plazo. Sin embargo, la devaluación del tipo de cambio no parece tener un efecto diferenciado sobre los ingresos de los hogares que beneficie a los más ricos en perjuicio de los más pobres, o viceversa. En ese sentido, el presente trabajo de investigación busca estudiar el efecto diferenciado en los quintiles de ingreso ante una depreciación cambiaria. Además, se busca conocer la evolución de este efecto traspaso luego de implementado el EMI.

2.3. Fluctuaciones del tipo de cambio nominal y el nivel de precios en la República Dominicana

Históricamente, el tipo de cambio nominal y el índice de precios al consumidor han guardado una relación muy cercana en la República Dominicana, estableciendo una correlación de 93 % para el período enero 2000 - junio 2021. Un factor que llama la atención (ver el gráfico 1) es que la reacción de los precios ante cualquier choque cambiario es heterogénea. Por ejemplo, para el período que abarca desde inicios de 2003 hasta mediados de 2004, el tipo de cambio mostró una depreciación significativa que estuvo asociada con un incremento en el nivel de precios. Sin embargo, para finales de 2004 se observa una apreciación del tipo de cambio, en tanto que los niveles de precios no mostraron una caída, sino más bien una estabilización. Por otra parte, en el segundo trimestre de 2020 el tipo de cambio mostró una depreciación, mientras que para dicho período los precios mostraron una ligera reducción.

Gráfico 1. Relación tipo de cambio nominal e índice de precios al consumidor en la República Dominicana, enero 2000 - junio 2021



Fuente: BCRD.

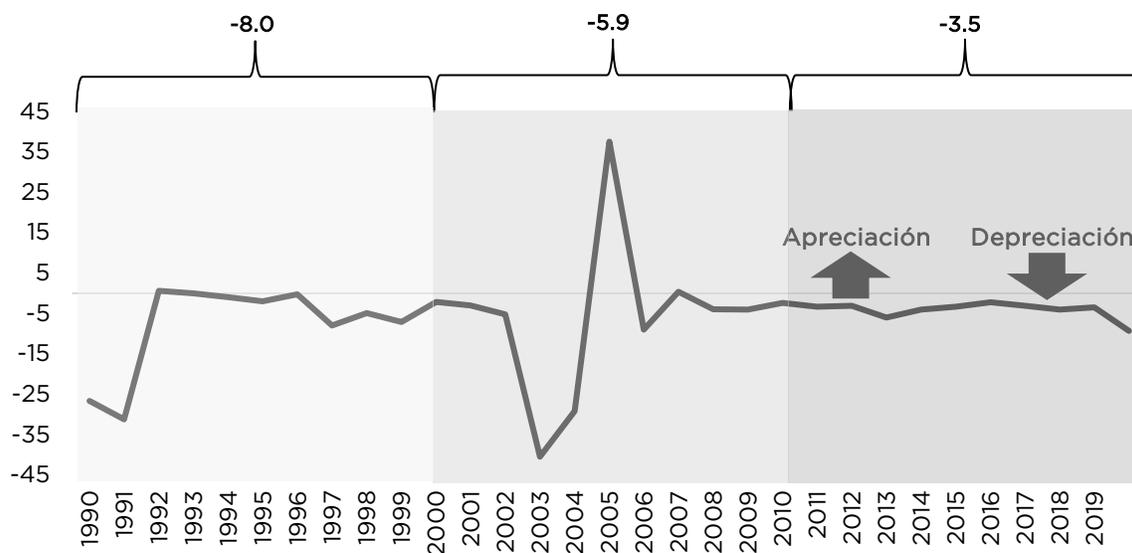
Como se había indicado anteriormente, este fenómeno es conocido en la literatura como asimetría del *pass-through*. En ese sentido, se considera el coeficiente de traspaso como simétrico cuando la respuesta de los precios ante choques en el tipo de cambio es la misma, ya sea para una apreciación o una depreciación, sin importar cuál sea la naturaleza del choque

y la condición en que se encuentre la economía. Por otro lado, se considera asimétrico cuando la respuesta difiere dependiendo de cuál sea el tipo de choque, así como las condiciones de la economía.

Fuentes y Mendoza (2007) no encontraron evidencia que sugiera que el traspaso de las fluctuaciones del tipo de cambio sobre la inflación en la República Dominicana sea asimétrico, sin embargo, sus estimaciones no lineales indican que este es sensible al comportamiento de los precios del petróleo y el agregado monetario M2.

Por otra parte, con el propósito de contextualizar el comportamiento histórico del tipo de cambio, se muestra la variación de éste (ver gráfico 2). El promedio de la depreciación del tipo de cambio nominal ha venido descendiendo. En la década de los años noventa (1990-1999) la depreciación promedio del tipo de cambio fue de 8 %, en la primera década del año 2000 fue de 5.9 % y en la segunda década (2010-2019) fue de 3.5 %.

Gráfico 2. Apreciación/depreciación tipo de cambio nominal (%), 1990 - 2019



Fuente: elaboración propia con datos del BCRD.

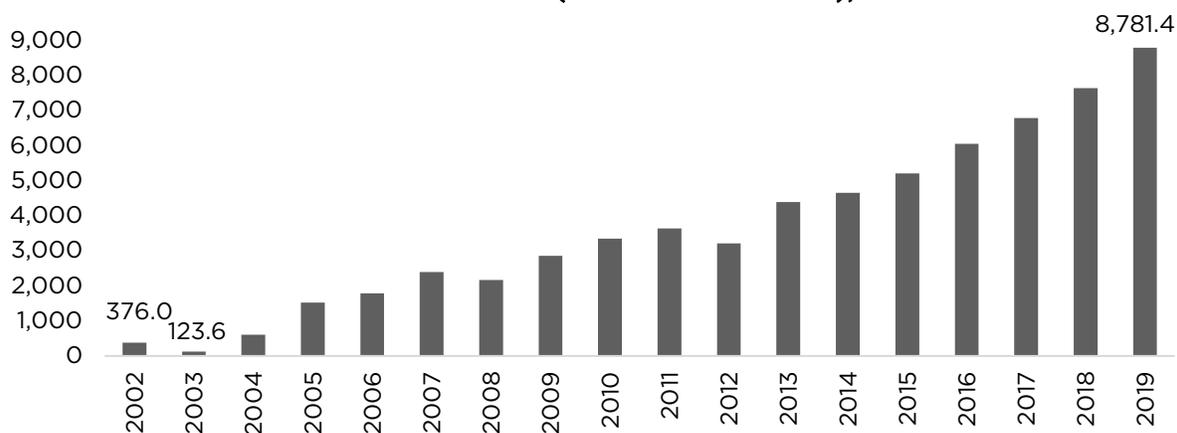
A principios de la década de los años noventa, el tipo de cambio mostró depreciaciones interanuales en el rango de 8-51 %, particularmente para el período que abarca desde abril de 1990 a octubre de 1991. Este comportamiento del tipo de cambio fue resultado de las devaluaciones a las que fue sometida la moneda dominicana como una medida de incentivar la

competitividad de los productos dominicanos en los mercados internacionales. Esto, a su vez, estuvo relacionado con la apertura e integración económica y comercial de la República Dominicana con el exterior.

En cuanto a la década 2000-2010, la economía dominicana sufrió una gran recesión conocida como la “Crisis financiera dominicana” o la “Crisis financiera del 2003-2004”, en la cual el tipo de cambio promedio alcanzó una depreciación interanual histórica de 64 % en enero de 2004. En el año 2005, el tipo de cambio empezó su estabilización, obteniendo una apreciación interanual de 73 % en febrero de 2005, la cual es la apreciación máxima evidenciada en el mercado cambiario. Por tanto, esta década no solo contiene las variaciones puntuales más destacadas, sino que estuvo caracterizada por un período de volatilidades significativas.

Con el propósito de mantener el flujo de divisas en la economía dominicana, así como de evitar excesivos niveles de volatilidad del tipo de cambio, el BCRD utilizó parte de sus reservas internacionales, de manera que pasaron de USD 376 millones en el cierre de 2002 a USD 123.6 millones al cierre de 2003, para una disminución de 67.1 % (ver gráfico 3). Tras sobrepasar la crisis, la economía dominicana comenzó su etapa de recuperación, el tipo de cambio se estabilizó y las reservas internacionales netas se fortalecieron, alcanzando un nivel de USD 2,851.9 millones en el 2009.

Gráfico 3. Reservas internacionales netas (en millones de USD), 2002 - 2019



Fuente: BCRD.

Para el período de 2010-2019, la moneda dominicana presentó menores choques cambiarios con relación a las dos décadas anteriores, de manera que la depreciación cambiaria interanual fue, en promedio, de 3.5 %. En el año 2013, el tipo de cambio registró una depreciación interanual de 5.9 %, siendo el mes de septiembre de dicho año el que mostró una mayor depreciación (-8.0 %). Por tanto, la depreciación promedio de los años noventa fue igual al nivel máximo alcanzado en el período 2010-2019, permitiendo este comportamiento una mayor acumulación de reservas internacionales hasta una cifra de USD 8,781.4 millones.

2.4. Datos

Este documento tiene como objetivo investigar la transferencia de las fluctuaciones del tipo de cambio a los precios en la República Dominicana. La serie de datos tiene una frecuencia mensual desde enero de 2000 hasta junio de 2021. Es importante mencionar que dichas series fueron ajustadas por estacionalidad mediante X11-ARIMA. Estas variables fueron obtenidas del Banco Central de la República Dominicana, el Banco de la Reserva Federal de San Luis, la Administración de Información Energética y la Oficina de Estadísticas Laborables de los Estados Unidos (ver cuadro 1).

Cuadro 1. Variables del estudio³

Variable	Fuente	Tamaño de la muestra
Índice de producción industrial	Reserva federal de St. Louis	2000 - jun. 2021
Índice de precios del consumidor de U.S.	U.S. Bureau of Labor Statistics	2000 - jun. 2021
West Texas Intermediate (WTI), spot	U.S. Energy Information Administration	2000 - jun. 2021
Índice mensual de actividad económica	Banco Central de República Dominicana	2007 - jun. 2021
Tasas de interés interbancarias	Banco Central de República Dominicana	2000 - jun. 2021
Índice de precios del consumidor de la RD	Banco Central de República Dominicana	2000 - jun. 2021
Tipo de cambio nominal RD\$/US\$ (promedio, venta)	Banco Central de República Dominicana	2000 - jun. 2021

Fuente: elaboración propia con datos del BCRD.

³ El gráfico A1 muestra el comportamiento de cada una de las variables para fines descriptivos.

Por un lado, se consideran las siguientes variables: el índice de producción industrial, el índice de precios al consumidor de los Estados Unidos y los precios del petróleo, que en su conjunto conforman el “bloque externo”.

El índice de producción industrial (π^P) es un indicador económico que mide la producción real para todas las facilidades de manufactura, la minería y las utilidades de gas y energía ubicadas en los Estados Unidos. Este índice se utiliza para capturar el efecto de la actividad económica de Estados Unidos sobre la actividad de la República Dominicana, dado que este país es el principal socio comercial.

El índice de precios al consumidor (π^{US}) es una medida del cambio promedio de los precios pagados por los consumidores urbanos en el tiempo para una canasta de mercado de los bienes y servicios. En ese sentido, este índice se utiliza como medida proxy de la inflación importada.

En cuanto a los precios del petróleo (π^{oil}), se utiliza el West Texas Intermediate (WTI) crudo como referente en el mercado de petróleo. Consiste en una mezcla de varios petróleos crudos ligeros y dulces, locales de Estados Unidos, y es utilizado para identificar posibles choques de oferta en la economía dominicana.

Por otro lado, también se contemplan un conjunto de variables correspondientes a la economía dominicana y que conforman el “bloque interno”, tales como: el índice mensual de actividad económica, las tasas de interés interbancarias, el índice de precios al consumidor de la República Dominicana y el tipo de cambio nominal.

El índice mensual de actividad económica (π^{RD}) recoge información de todas las actividades económicas incluidas en las cuentas nacionales, para las cuales se utilizan indicadores de precios, volumen y valor aplicados a los niveles obtenidos en la estimación de las cuentas anuales, utilizando el 2007 como año base. Es importante destacar que este índice se utiliza para capturar posibles choques en la demanda agregada de la economía dominicana.

En adición, las tasas de interés interbancarias (i^{RD}) representan el precio de las operaciones realizadas en moneda doméstica por los intermediarios financieros para solucionar problemas de liquidez de muy corto plazo. Cabe destacar que dicha tasa se utiliza para capturar el efecto del dinero sobre la inflación.

El índice de precios al consumidor (π^{RD}) se utiliza para medir el impacto de las variaciones en los precios en el aumento del costo de vida. El índice incluye un total de 364 artículos, los cuales conforman 12 grupos con base octubre 2019 - septiembre 2020. Este índice es utilizado como medida de inflación doméstica.

Finalmente, el tipo de cambio se refiere a la cantidad de pesos dominicanos necesarios para comprar un dólar estadounidense. La tasa de cambio de referencia del mercado ($e^{RD\$/US\$}$) es calculada como un promedio ponderado de todas las transacciones realizadas por las entidades financieras y agentes de cambio. El efecto de los choques cambiarios es recogido a través de la evolución del tipo de cambio nominal, expresada en unidades de moneda doméstica por dólar estadounidense.

2.5. Metodología y estimación

Se estima un modelo de Vectores Autorregresivos (VAR) lineal y restringido (o *Subset VAR*, por su nombre en inglés), utilizando series mensuales desestacionalizadas. El VAR(4) comprende cuatro rezagos tanto de las variables pertenecientes al bloque externo como al bloque interno, y su representación en forma reducida es la siguiente:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_4 Y_{t-4} + e_t$$

Donde A_1 , A_2 , A_3 y A_4 son matrices 7x7 de coeficientes que incluyen rezagos de $e^{RD\$/US\$}$, π^{RD} , i^{RD} , y^{RD} , y^{US} , π^{oil} y π^p .

La estrategia consiste en estimar un VAR utilizando ventanas expansivas, agregando los datos correspondientes a un año a la vez y obteniendo las funciones impulso-respuesta de interés. Las estimaciones recursivas utilizando ventanas expansivas consisten en tomar una muestra inicial desde $t = 1, \dots, T$ para estimar los modelos, y luego se aplica el paso “h” desde la muestra hacia adelante empezando en el tiempo T . La muestra se aumenta una a una, se reestiman los modelos, y se producen las estimaciones del paso “h” hacia adelante empezando en $T + 1$. En este documento, la estimación es realizada comenzando en el año 2010 y se van agregando los datos correspondientes un año a la vez hasta finalizar la muestra en junio de 2021.

Como indican Fuentes y Mendoza (2002), la estimación de un VAR con una estructura simétrica incluye variables cuyos rezagos podrían no explicar el comportamiento de una o más variables en el sistema. En ese sentido, el elevado número de parámetros genera estimaciones imprecisas e intervalos de confianza muy amplios por incluir coeficientes no significativos. Benkwits, Lutkepohl y Neumann (2000) y Benkwitz, Lütkepohl y Wolters (2001) afirman que la presencia de coeficientes no significativos distorsiona los intervalos de confianza de las funciones impulso-respuesta.

En esta estimación se utiliza un VAR restringido para bloquear el efecto que tienen las variables del bloque interno sobre las del bloque externo, bajo el supuesto de que la República Dominicana es una economía pequeña y abierta y, por tanto, no tiene incidencia sobre las variables internacionales. Debido a esto, los resultados de las funciones impulso-respuesta pueden ser mejorados significativamente al remover los coeficientes de estas interacciones.

En cuanto a la selección de rezagos, la estrategia más común en los estudios empíricos para seleccionar el orden de rezagos es utilizando un criterio pre-específico y condicionar esta estimación al construir las funciones impulso-respuesta. De acuerdo a Ivanov y Kilian (2005), no está claro cómo proceder en el caso probable de que diferentes criterios provean diferentes respuestas. Esto significa que, al realizar las estimaciones, diferentes criterios de selección pueden sugerir distintos rezagos. Además, estos autores indican que se pudiera, en principio,

reportar los resultados de las estimaciones para una serie del ordenamiento de rezagos, pero estos resultados tenderán a diferir en la práctica, y los investigadores tendrán que tomar una decisión sobre la plausibilidad relativa de los resultados.

En última instancia, los investigadores no pueden evitar los *trade-offs* involucrados en los criterios de selección. Siguiendo las razones expuestas por estos autores y la metodología de selección, en este documento se utiliza la práctica común de basarse en un solo criterio para seleccionar el orden de rezago, luego de haber evaluado los diferentes criterios. En ese sentido, el criterio de información de Akaike (1974) fue utilizado para efectuar las estimaciones correspondientes. Además, se realizaron las pruebas de estabilidad del VAR (ver gráfico A2).

2.5.1. Ordenamiento de Cholesky

Siguiendo a McCarthy (1999), se realiza el VAR identificando los choques primitivos con una ortogonalización recursiva de Cholesky, implícitamente en el ordenamiento de las variables existe el supuesto de que la causalidad va desde los tipos de cambio nominales hacia los precios, y que el grado de endogeneidad incrementa a medida que uno se mueve hacia abajo en el ordenamiento. En ese sentido, es relevante destacar que las primeras tres variables son parte del bloque externo -variables internacionales- y en lo adelante están las del bloque interno -variables domésticas-. La cadena de distribución del ordenamiento de las variables es la siguiente:

$$\begin{aligned}
 y_t^p &= E_{t-1}(y_t^p) + \varepsilon_t^p \\
 \pi_t^{oil} &= E_{t-1}(\pi_t^{oil}) + a_1 \varepsilon_t^p + \varepsilon_t^{oil} \\
 \pi_t^{US} &= E_{t-1}(\pi_t^{US}) + b_1 \varepsilon_t^p + b_2 \varepsilon_t^{oil} + \varepsilon_t^{US} \\
 y_t^{RD} &= E_{t-1}(y_t^{RD}) + c_1 \varepsilon_t^p + c_2 \varepsilon_t^{oil} + c_3 \varepsilon_t^{US} + \varepsilon_t^{y^{RD}} \\
 i_t^{RD} &= E_{t-1}(i_t^{RD}) + d_1 \varepsilon_t^p + d_2 \varepsilon_t^{oil} + d_3 \varepsilon_t^{US} + d_4 \varepsilon_t^{y^{RD}} + \varepsilon_t^{i^{RD}} \\
 e_t^{RD\$/US\$} &= E_{t-1}(e_t^{RD\$/US\$}) + e_1 \varepsilon_t^p + e_2 \varepsilon_t^{oil} + e_3 \varepsilon_t^{US} + e_4 \varepsilon_t^{y^{RD}} + e_5 \varepsilon_t^{i^{RD}} + \varepsilon_t^{e^{RD\$/US\$}} \\
 \pi_t^{RD} &= E_{t-1}(\pi_t^{RD}) + f_1 \varepsilon_t^p + f_2 \varepsilon_t^{oil} + f_3 \varepsilon_t^{US} + f_4 \varepsilon_t^{y^{RD}} + f_5 \varepsilon_t^{i^{RD}} + f_6 \varepsilon_t^{e^{RD\$/US\$}} + \varepsilon_t^{\pi^{RD}}
 \end{aligned}$$

2.5.2. Funciones de impulso-respuesta

En cuanto a las funciones de impulso-respuesta (FIR), estas describen la evolución de la variable de interés a lo largo de un horizonte específico de tiempo luego de un choque en un momento dado. En particular, las FIR trazan el efecto a lo largo del tiempo sobre los precios de los choques ortogonales en la ecuación del tipo de cambio. Las FIR son interpretadas bajo el supuesto de que todos los demás choques se mantienen constantes.

Respuesta contemporánea: es la respuesta de las variables en x en el período t a un choque en el tiempo t .

$$B = \frac{\partial x_t}{\partial \varepsilon_t}$$

La respuesta de las variables x en el período $t + 1$ ante un choque en el tiempo t .

$$\varphi B = \frac{\partial x_{t+1}}{\partial \varepsilon_t}$$

La respuesta de las variables x en el período $t + j$ ante un choque en el tiempo t .

$$\varphi_j B = \frac{\partial x_{t+j}}{\partial \varepsilon_t}$$

Una vez se obtienen las FIR, se estima cómo ha cambiado la respuesta (a diferentes horizontes) de los precios ante una depreciación de la moneda nacional. Siguiendo a Bundia (2002), la elasticidad del efecto traspaso en el tiempo t es dada por la siguiente ratio:

$$\text{Elasticidad del pass-through en } t = \frac{\text{Cambio porcentual en el nivel de precios } t \text{ período del choque}}{\text{Cambio porcentual inicial en el tipo de cambio en } t = 0}$$

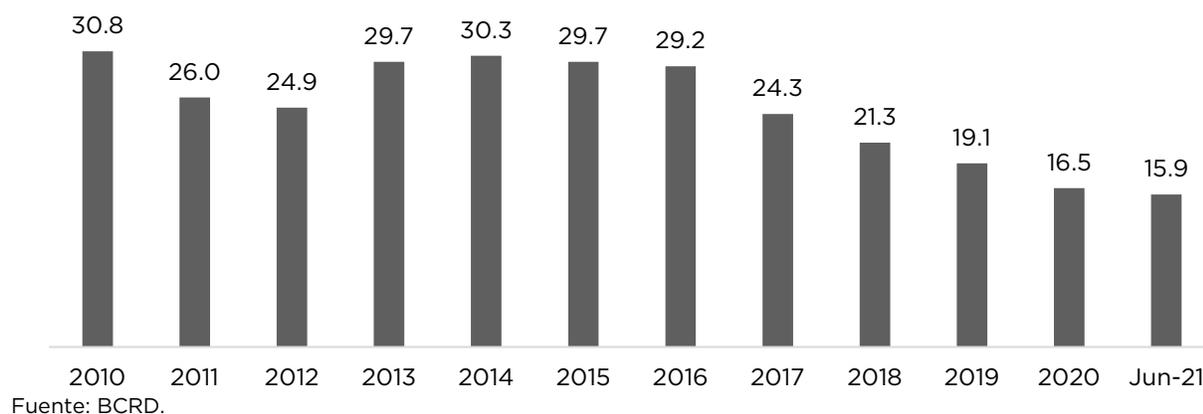
El numerador es el cambio porcentual en el nivel de precios del consumidor entre el período 0, cuando el tipo de cambio recibe el choque inicial, y el tiempo t . El denominador, por su parte, corresponde al cambio porcentual en el tipo de cambio en el tiempo 0 (o choque inicial).

2.6. Resultados

2.6.1. Evolución del PT luego de adoptado el EMI

El efecto traspaso ha mostrado una reducción pasando de 30.8 % en el año 2010 a 15.9 % en el año 2021, para una significativa disminución de 14.8 puntos porcentuales (ver gráfico 4).

Gráfico 4. Evolución de la respuesta contemporánea del traspaso del tipo de cambio a los precios, 2010 – jun 2021



Diversas razones principales pudieran explicar que se haya presentado una disminución del efecto traspaso en la economía dominicana en la última década, entre estas:

La adopción del Esquema de Metas de Inflación (EMI). Diversos estudios han demostrado que, en general, el traspaso del tipo de cambio (ERPT, en inglés) ha venido disminuyendo en los años recientes, particularmente entre los países con metas de inflación.

Por ejemplo, Gagnon y Ihrig (2004), Campa y Goldberg (2005), Bouakez y Rebei (2005) y Bailliu y Fujii (2004) analizaron el ERPT en economías desarrolladas, y encontraron que este disminuyó durante los años noventa. En cuanto a las economías emergentes, Minella *et al.* (2003) estimaron el ERPT para Brasil utilizando un modelo VAR, y argumentaron que el ERPT ha disminuido luego de implementado el esquema de metas de inflación. Leidermand y Bar-Or (2000), Eichengreen (2002), Mishkin y Savastano (2001) y Schmidt-Hebbel y Werener (2002)

han argumentado que la disminución en el ERPT es un subproducto de las ganancias de la credibilidad de la política monetaria.

Pinto (2006) demuestra que el efecto traspaso ha disminuido en la última década, tanto en los países desarrollados como emergentes. Además, este autor encontró que el efecto transferencia es mayor en los mercados emergentes que en las economías desarrolladas. Por su parte, Edwards (2006) estima, para un conjunto de países, el coeficiente del efecto traspaso y los cambios en este luego de haber adoptado un esquema de metas de inflación. Sus resultados indican que el coeficiente de traspaso es mayor para los bienes transables en comparación con los bienes no transables y que, sin excepción, dicho coeficiente ha descendido luego de establecer un EMI.

Tal como se mencionó anteriormente, en enero de 2012, el Banco Central de la República Dominicana adoptó el Esquema de Metas de Inflación (EMI) para la ejecución de su política monetaria, por disposición de la Junta Monetaria (JM). Bajo el esquema aprobado por la JM, la meta establecida es definida en función de la variación interanual del IPC, y contempla una escala de inflación objetivo hasta el año 2015, detallada a continuación:

Cuadro 2. Esquema de metas de inflación (%)

Años	Valor central meta	Rango de tolerancias
2012	5.50	+/- 1
2013	5.00	+/- 1
2014	4.50	+/- 1
2015	4.00	+/- 1

Fuente: elaboración propia.

Luego del año 2015 y hasta la actualidad, la meta de inflación ha permanecido igual en 4 % +/- 1 %. Es importante mencionar que la inflación acumulada ha pasado de 6.24 % en el año 2010 a 3.66 % en el año 2019, como resultado de la implementación del EMI. Para ese mismo período, el efecto traspaso ha pasado de 30.8 % a 19.1 %, para una reducción de 11.7 puntos porcentuales. De manera que, para el período 2010 - 2019, cada punto porcentual que

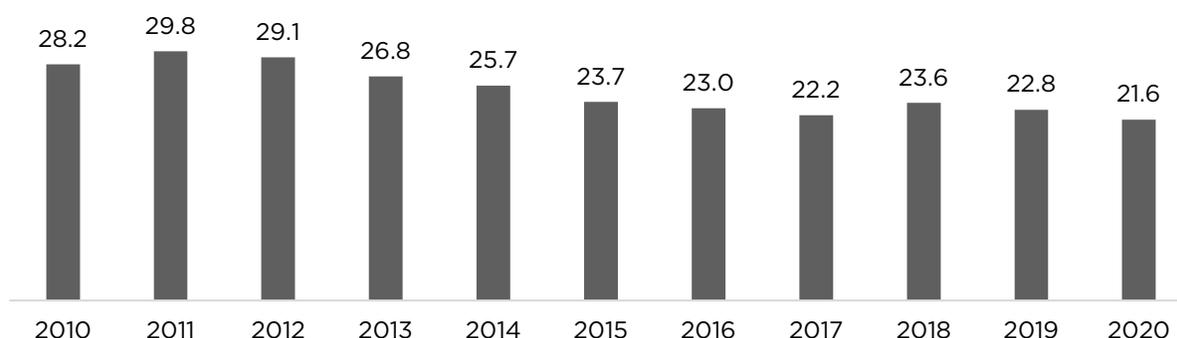
disminuyó la inflación acumulada está asociado con una reducción de 4.53 puntos porcentuales en el efecto traspaso.

Otros autores han documentado, también, una reducción del ERPT luego de adoptado el esquema de metas de inflación en la República Dominicana. En torno a esto, Ramírez y Sánchez (2019) demostraron que la respuesta contemporánea del nivel de precios en la economía dominicana a las innovaciones del tipo de cambio ha cambiado de 33 % en el 2012 a 23 % en 2018. Igualmente, dichos autores documentaron una reducción en la respuesta máxima del 101 % a 53 % en ese mismo período.

Peña y Rosario (2018) encontraron una disminución en el coeficiente de traspaso de largo plazo para el IPC total, desde 38 % a 21 %, luego de la aplicación de metas de inflación; las estimaciones de corto plazo se mantuvieron sin cambio en 21 %

Otra razón a considerar es la penetración de las importaciones. De acuerdo a McCarthy (1999), la participación de las importaciones (como porcentaje de la demanda agregada) de un país se considera como un proxy de la penetración de las importaciones de las firmas. Dado esto, los países con una mayor participación de las importaciones deberían tener un mayor *pass-through*.

Gráfico 5. Evolución de la participación de las importaciones en la demanda agregada



Fuente: elaboración propia con datos del BCRD.

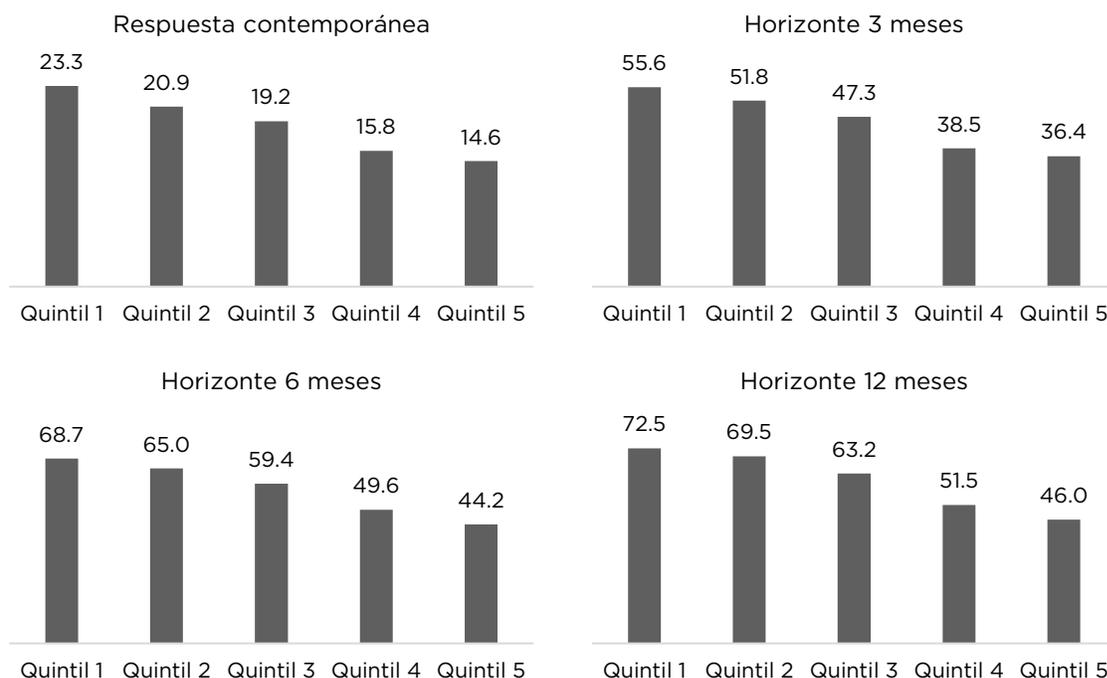
En el caso de la República Dominicana, como se puede observar, la participación de las importaciones en la demanda agregada ha disminuido a través del tiempo, contribuyendo a la

reducción del efecto traspaso desde 28 % en el 2010 a 23 % en el 2020 (ver gráfico 5). Por lo que una disminución de 1 punto porcentual en las importaciones como porcentaje de la demanda agregada está asociada con una reducción de 2.86 puntos porcentuales en el efecto traspaso del tipo de cambio al nivel general de los precios.

2.6.2. *Pass-through* por quintiles

Otro hallazgo encontrado en este estudio muestra que el efecto transferencia es más alto en los quintiles más pobres de la población con relación a los estratos más ricos (ver gráfico 6). De acuerdo a las estimaciones realizadas, el efecto traspaso del quintil 1 es 8.7 puntos porcentuales mayor al quintil 5, utilizando una muestra de 2007 - 2020. Este hallazgo es robusto a diferentes horizontes de tiempo (3, 6 y 12 meses).

Gráfico 6. Traspaso del tipo de cambio a los precios por quintiles



Fuente: elaboración propia con datos del BCRD.

En adición, la respuesta contemporánea de los precios ante innovaciones del tipo de cambio ha mostrado una reducción en cada uno de los quintiles desde el año 2011 al 2019, siendo los quintiles 4 y 5 los que han mostrado una mayor disminución relativo a los demás. Por mencionar

un caso, el coeficiente de traspaso del quintil 4 se redujo en 8.9 puntos porcentuales para el período anteriormente mencionado, en tanto que el correspondiente al quintil 1 disminuyó en 2.4 puntos porcentuales.

La ley de Engel establece que, a medida que el nivel de ingreso de los consumidores y el tamaño del hogar incrementa, la proporción del ingreso gastado en alimentos disminuye, aun cuando es posible que el gasto real en alimentación aumente en términos absolutos. En ese sentido, la proporción del ingreso gastado en alimentos crece a un ritmo menor que el porcentaje dedicado a otros bienes, como por ejemplo los de lujo. En el caso de los quintiles de la República Dominicana, los quintiles más pobres tienen una mayor ponderación de bienes con relación a los quintiles más ricos, los cuales tienen su canasta más diversificada entre bienes y servicios. Por ejemplo, de acuerdo a la Encuesta Nacional de Gastos e Ingresos de los Hogares (ENGIH, 2018), el grupo de alimentos y bebidas no alcohólicas tiene una ponderación de 38.25 % en el quintil 1, mientras que en el quintil 5 es de tan solo 14.08 % (ver cuadro A1).

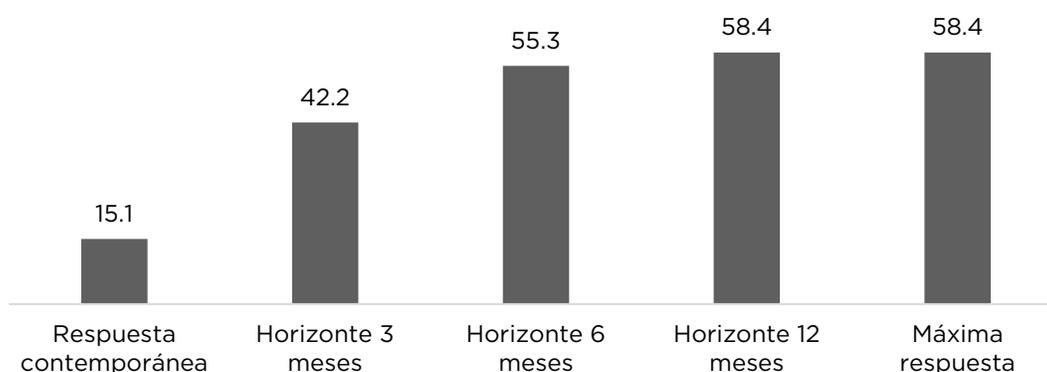
Mendoza (2008) indica que un hogar de ingresos bajos dedica una mayor ponderación de los mismos al consumo de bienes, principalmente de alimentos, que de servicios, lo que indica que el consumo de servicios aumenta en la medida en que el ingreso de los hogares es más elevado. Aún más, si los precios de los bienes responden más a las devaluaciones o depreciaciones de la moneda que los precios de los servicios, entonces una devaluación o depreciación estaría afectando proporcionalmente más a los precios de los productos demandados por los hogares con menores ingresos que al agregado de precios de los hogares con mayores ingresos.

Este resultado encontrado sugiere que los quintiles más pobres de la economía dominicana son más afectados por las depreciaciones del tipo de cambio, en comparación con los quintiles más ricos.

2.6.3. *Pass-through* en la República Dominicana por horizonte de tiempo

El gráfico 7 muestra la estimación más reciente del efecto traspaso para la República Dominicana. En el corto plazo, la respuesta contemporánea es igual a 15 %, en tanto que en el largo plazo se ubica alrededor de 58 %. De este gráfico, se puede observar que el coeficiente de traspaso resultante es menor a 1, por lo que el traspaso es incompleto y menos que proporcional.

Gráfico 7. Traspaso del tipo de cambio a los precios



Fuente: elaboración propia con datos del BCRD.

La literatura empírica dominicana sugiere que, en un horizonte de un trimestre, la magnitud del efecto traspaso se sitúa entre 22-56 %, en tanto que el correspondiente al largo plazo se ubica entre 49-86 %. La respuesta contemporánea resultante de este estudio es igual a 15.1 %. Es decir, el nivel general de precios aumenta en 15.1 % dada una depreciación de 100 % en el tipo de cambio (choque cambiario). Aún más, los resultados obtenidos indican que el efecto traspaso es igual a 42.2 % y 58.4 % en un horizonte de tres (corto plazo) y 12 meses (largo plazo), respectivamente.

2.7. Conclusión

El Banco Central de la República Dominicana (BCRD), como autoridad monetaria y reguladora, ejecuta su política monetaria a través de esquema de metas de inflación (EMI) desde el año

2012. En esta línea, luego de adoptado el EMI como estrategia de política monetaria en la República Dominicana, la inflación acumulada ha pasado de 6.24 % en el año 2010 a 3.66 % en el año 2019, promoviendo un ambiente de inflación baja y estable, propicio para una disminución del efecto transferencia.

Esta investigación presenta evidencia sobre cómo el efecto traspaso de las fluctuaciones del tipo de cambio nominal hacia los precios del consumidor dentro de la economía dominicana efectivamente ha disminuido. Las estimaciones realizadas mostraron cómo éste ha pasado de 30.8 % en el año 2010 a 15.9 % en el año 2021, para una significativa disminución de 14.8 puntos porcentuales. Dicha reducción permite al BCRD ejecutar una política monetaria con mayor independencia y transparencia, tal como sugiere la literatura del efecto traspaso.

Dentro de este trabajo, el análisis realizado de la descomposición de los quintiles de la población dominicana permite observar cómo el efecto transferencia es más alto mientras más pobres sean los quintiles. En ese tenor, es posible observar cómo el coeficiente correspondiente al quintil 1 es 8.7 puntos porcentuales mayor al quintil 5, utilizando una muestra de 2007 - 2020. Además, se puede observar cómo la magnitud del efecto traspaso ha disminuido en todos los quintiles de la República Dominicana, destacándose la reducción experimentada en el quintil 4 de 8.9 puntos porcentuales.

Por otra parte, las estimaciones de este estudio sugieren que la respuesta contemporánea de las innovaciones del tipo de cambio a los precios es 15.1 %, mientras que en un horizonte de largo plazo es de 58.4 %. Los resultados obtenidos se encuentran en línea con la literatura dominicana existente sobre este tema.

Si bien la teoría económica nos brinda argumentos que sostienen la causalidad entre la adopción de un EMI y una disminución del efecto traspaso de los movimientos del tipo de cambio a los precios (Taylor, 2000), existen otros modelos que contribuyen a entender aún

más dicha relación. Entre estos, modelos lineales como Mínimos Cuadrados Ordinarios, y modelos de series de tiempo como el Autorregresivo Distribuido Rezagado.

Finalmente, este estudio resulta pertinente al momento del Banco Central ejecutar y aplicar una política monetaria exitosa y, de esta manera, alcanzar un mayor grado de libertad. Además, contribuye a identificar cómo depreciaciones del tipo de cambio afectan más a unos quintiles de la sociedad que a otros, dependiendo de la distribución de sus gastos. De manera que, esta contribución a la literatura provee a los hacedores de política monetaria nuevas herramientas para tomar sus decisiones con mayor disponibilidad de información.

Referencias

Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19 (6), 716-723.

Bailliu J. y Fujii E., 2004. "Exchange Rate Pass-Through and the Inflation Environment in Industrialized Countries: An Empirical Investigation," Staff Working Papers 04-21, Bank of Canada.

Benkwitz, A., Lütkepohl, y H., Neumann, M. (2000). Structural vector autoregressive analysis for cointegrated variables. *Modern Economic Analysis, Surveys on Recent Developments*.

Benkwitz, A., Lütkepohl, y Wolters, J (2001). Comparison of Bootstrap Confidence Intervals for Impulse Responses of German Monetary Systems. *Macroeconomic Dynamics*, vol. 5, issue 1, 81-100.

Bhundia, A (2002). An Empirical Investigation of Exchange Rate Pass-Through in South Africa. *IMF Working Paper. The Distribution Chain: A Vector Autoregression (VAR) Analysis*, pg. 7.

Bouakez, H. y Rebei, N. (2005). Has Exchange Rate Pass-Through Really Declined in Canada? Bank of Canada.

Campa, J.; Goldberg, L. (2005). Exchange rate pass-through into imports prices. *The Review of Economics and Statistics*. v. 87. p. 679-690, 2005.

Contreras, G. y Pinto, F (2016). Traspaso de tipo de cambio nominal a inflación desagregada en Chile. *Notas de Investigación Journal Economía Chilena*, Banco Central de CHILE, vol. 19(2), 154-170.

Dickey, D. y W.A. Fuller (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with unit root, *Econometrica*, 49(4): 1057-1977.

- Dornbusch, R. (1987). Exchange rates and prices (No. w1769). The American Economic Review, JSTOR.
- Edwards, S. (2006). –The Relationship between Exchange Rates and Inflation Targeting Revisited||. Working Paper N° 12163. National Bureau of Economic Research.
- Eichengreen, B. (2002). Can emerging markets float? Should they inflation target? Central Bank of Brazil. (Working Paper n. 36).
- Fuentes, F. y Mendoza, O. (2007). Dinámica del Pass-Through de Tipo de Cambio en Economías Pequeñas y Abiertas: El caso de la República Dominicana. Banco Central de la República Dominicana.
- Fuentes, F; Alemany, N. (2009). Devaluación y distribución del ingreso en República Dominicana. Banco Central de la República Dominicana.
- Gagnon, J.; Ihrig, J. (2004). Monetary policy and exchange rate pass-through. International Journal of Finance and Economics, v. 9, p. 315-338.
- García, C. (2013). El Pass-Through del tipo de cambio a los precios de bienes transables y no transables: Aproximación para República Dominicana en el período 1999:01- 2012:03. Centro de Aplicaciones Económicas Empírica.
- Higham, Nicholas J. (1990) *Analysis of the Cholesky Decomposition of a Semi-definite Matrix*. In: Reliable Numerical Computation. Oxford University Press, Oxford, UK, pp. 161-185. ISBN 0-19-853564-3.
- Ivanov, V., y Kilian, L. (2005). A practitioner's guide to lag order selection for VAR impulse response analysis. Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics, 9(1).
- Leiderman, L. y Bar-Or, H. (2000). Monetary Policy Rules and Transmission Mechanisms Under Inflation Targeting in Israel. Working Papers Central Bank of Chile 71, Central Bank of Chile.
- McCarthy, J. (2007), "Pass-through of exchange rates and imports prices to domestic inflation in some industrialized economies", Eastern Economic Journal, 33(4), 511-537.
- Miller, S. (2003). Estimación del pass-through del tipo de cambio a precios: 1995–2002. Estudios Económicos, 10.
- Minella, A.; Freitas, P.; Goldfajn, I.; Muinhos, M. (2003). Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility. Journal of International Money and Finance, v. 22. p. 1015-1040, 2003.
- Mishkin, F.; Savastano, M. (2001). Monetary policy strategies for Latin America. Journal of Development Economics, v. 66. p. 415-444.
- Nogueira, R. P. (2006). Inflation targeting and the role of exchange rate pass-through (No. 06, 02). Department of Economics Discussion Paper.

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

Ramírez y Sánchez (2019). Dinámica del traspaso del tipo de cambio después de la implementación de un esquema de metas de inflación: El caso de la República Dominicana. Banco Central de la República Dominicana, *Oeconomía*, Volumen XIII, Número 1.

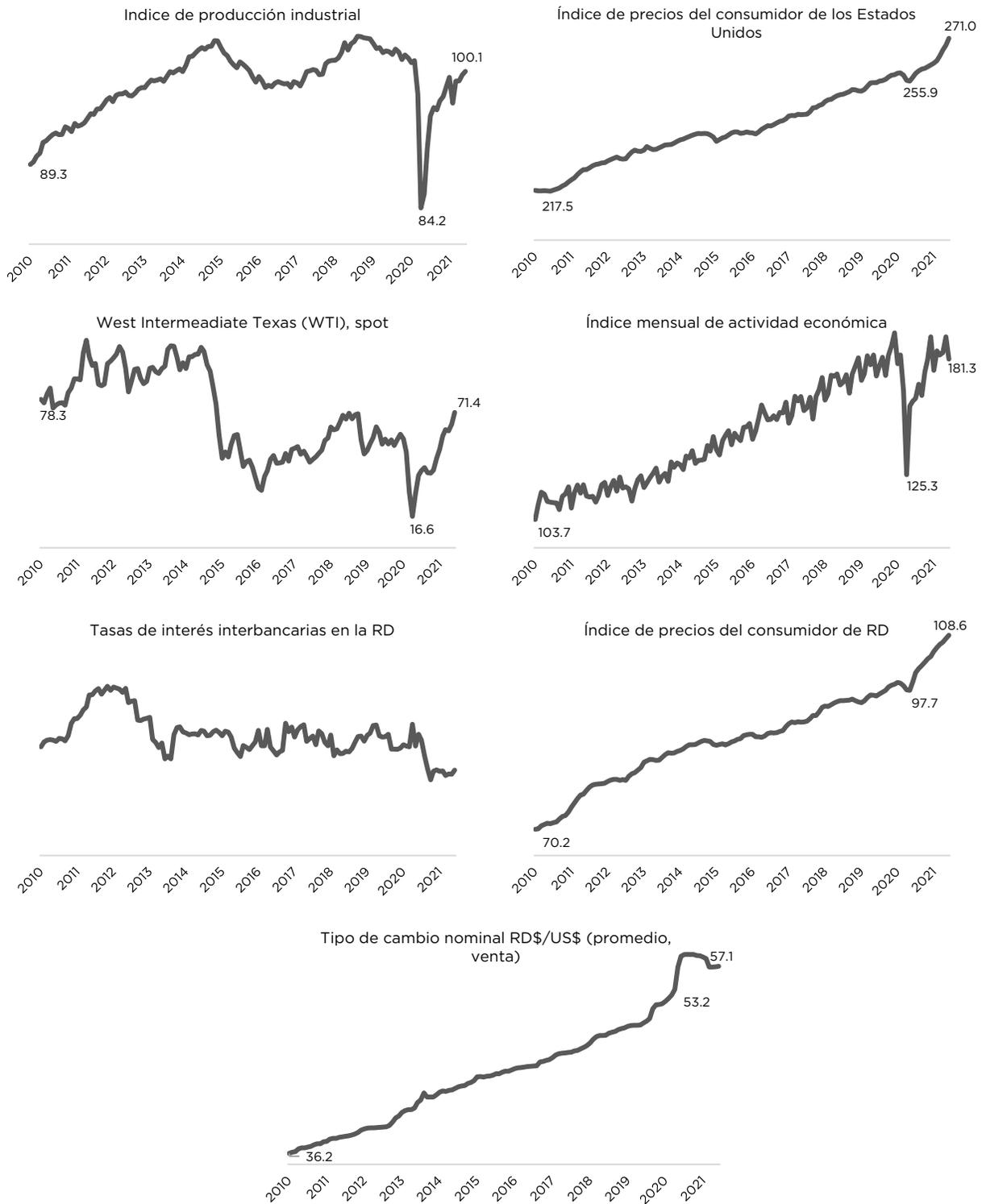
Schmidt-Hebbel, K. y Werner, A. (2002). Inflation targeting in Brazil, Chile and Mexico: performance, credibility and the exchange rate. Central Bank of Chile. (Working Paper n. 171).

Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *Annals of Statistics*, 6 (2), 461-464.

Sims, C. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*. 48(1), 1-48.

Apéndice

Gráfico A1. Variables del estudio



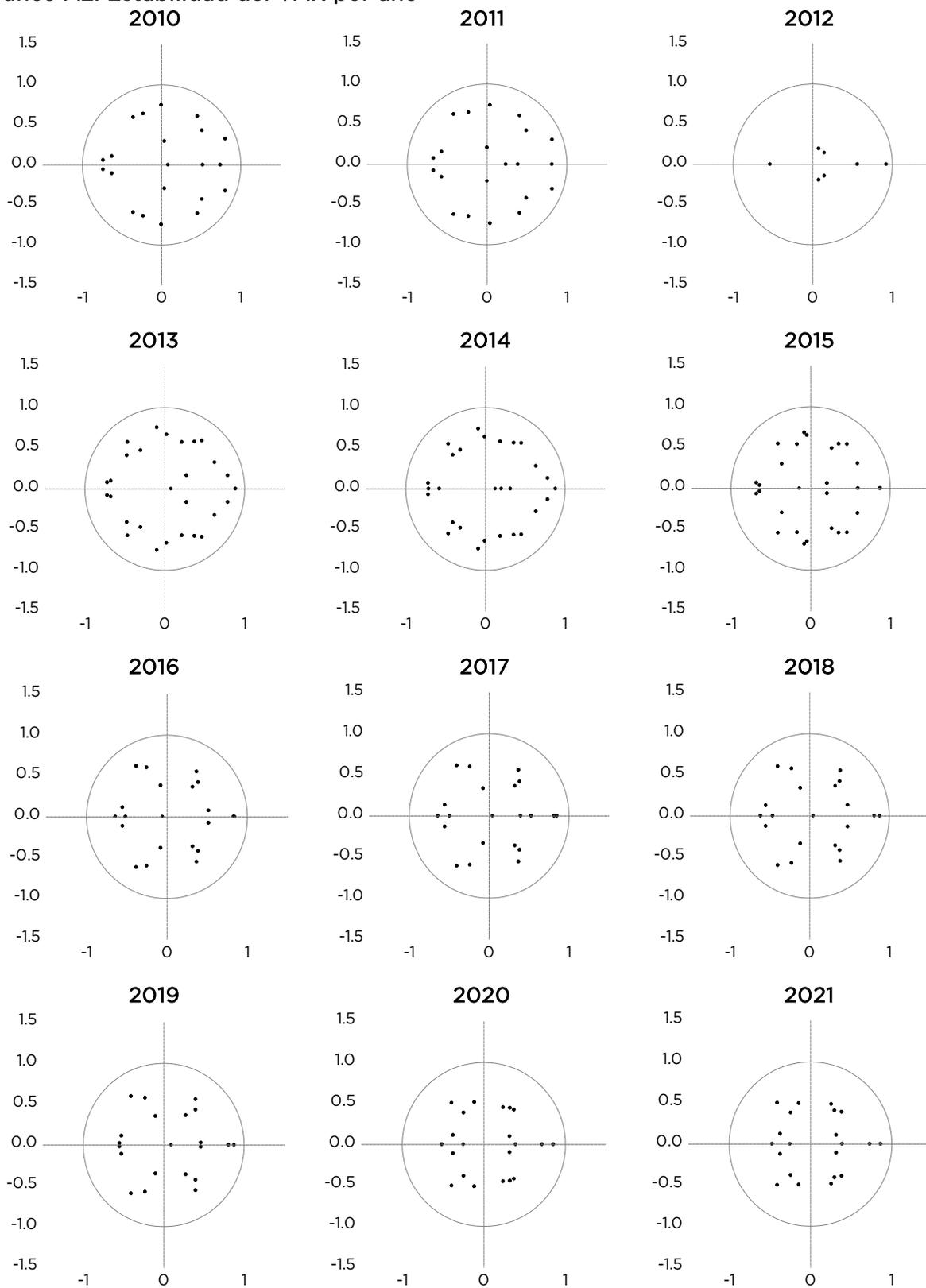
Fuente: Reserva Federal de San Luis, U.S. Bureau of Labor Statistics, U.S. Energy Information Administration, y BCRD.

Cuadro A1. Ponderación de los quintiles de la población dominicana (%)

Grupo	Nombre	Nacional	Ponderaciones en quintiles de ingreso (en porcentaje)				
			1	2	3	4	5
01	Alimentos y bebidas no alcohólicas	23.84	38.25	32.85	28.45	23.10	14.08
02	Bebidas alcohólicas y trabajo	2.36	1.69	2.32	2.60	2.84	2.15
03	Prendas de vestir y calzado	4.19	3.92	4.06	4.35	4.48	4.05
04	Vivienda	12.98	12.06	12.28	12.35	11.70	14.63
05	Muebles y artículos del hogar	5.17	3.86	4.21	4.09	4.43	6.96
06	Salud	4.74	5.32	5.00	4.85	4.73	4.42
07	Transporte	16.65	9.88	11.41	14.06	18.35	21.01
08	Comunicaciones	5.06	3.49	4.23	4.75	5.04	6.03
09	Recreación y cultura	3.03	2.18	2.35	2.52	3.07	3.79
10	Educación	3.06	1.37	1.89	2.15	2.56	4.80
11	Restaurantes y hoteles	8.62	6.67	8.55	9.48	9.59	8.18
12	Bienes y servicios domésticos	10.31	11.31	10.85	10.34	10.12	9.90
Total		100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Fuente: ENGIH, 2018.

Gráfico A2. Estabilidad del VAR por año*



*Raíces inversas del polinomio característico autorregresivo. Estas pruebas fueron realizadas en el programa Eviews.
Fuente: elaboración propia.

3. DETERMINANTES MONETARIOS FUNDAMENTALES DEL TIPO DE CAMBIO BAJO EL ESQUEMA DE METAS DE INFLACIÓN

Determinantes monetarios fundamentales del tipo de cambio bajo el esquema de metas de inflación

Harold Vásquez¹

Resumen*

El objetivo de este estudio es determinar la relación entre el tipo de cambio y los fundamentos monetarios de la economía dominicana, en el período 2008–2019. Partiendo de un modelo monetario tradicional (Dornbusch, 1976; Frankel, 1979; Mussa, 1976), se encuentra que un aumento relativo en la cantidad de dinero y de 100 puntos básicos en el diferencial de tasas de interés inciden en una depreciación cambiaria de 0.71 % (significativo al 0.1 %) y de 0.67 % (significativo al 5 %), respectivamente. Al extender el modelo base considerando la teoría de paridad descubierta, se encuentra que un aumento de 1 % en las expectativas devaluatorias a 12 meses causan un aumento del tipo de cambio de 0.83 % (significativo al 0.1 %). Además, aumentos en el nivel relativo de ingresos –respecto a los Estados Unidos de América– causan una apreciación cambiaria en la mayoría de las estimaciones (significativo entre 1 % y 5 %). Finalmente, se encuentra que el comportamiento del tipo de cambio nominal también puede ser explicado por elementos reales, como el diferencial de precios transables y no transables. Esto es, la posible creciente importancia del sector no transable (e.g. servicios) induce a apreciaciones nominales. En conclusión, los modelos de fundamentos monetarios presentan buen ajuste –al igual que pronósticos adecuados dentro de muestra– para estudiar el tipo de cambio dominicano.

Clasificación JEL: C22, E41, F31.

Palabras clave: determinantes monetarios, tipo de cambio, esquema de metas de inflación, modelación econométrica.

¹Departamento Internacional.

Agradezco la asistencia de Georsh M. Paulino, Economista del Departamento Internacional, quien proveyó una importante asistencia en la realización de este trabajo.

Para preguntas y comentarios escribir a h.vasquez@bancentral.gov.do.

* Los puntos de vista y conclusiones de este estudio no representan necesariamente la opinión del Banco Central de la República Dominicana (BCRD). Cualquier error u omisión es de exclusiva responsabilidad de los autores.

Monetary fundamentals of the Dominican exchange rate under the inflation targeting framework

Harold Vásquez²

Abstract*

This study aims to determine the relationship between the exchange rate and the monetary fundamentals of the Dominican economy in the period 2008-2019. Starting from a traditional monetary model (Dornbusch, 1976; Frankel, 1979; Mussa, 1976), we find that a relative increase in the quantity of money and a 100 basis points increase in the spread of short-term interest rates lead to an exchange rate depreciation of 0.71 % (significant at 0.1 %) and 0.67 % (significant at 5 %), respectively. Extending the base model and considering the uncovered parity theory, we find that a 1 % increase in 12-month expectations of devaluation causes an increase in the nominal exchange rate of 0.83 % (significant at 0.1 %). In addition, increases in the relative level of income—with respect to the United States of America—cause an exchange appreciation across most estimates (significance levels between 1 % and 5 %). Finally, we find that real elements can also explain the behavior of the nominal exchange, such as the price differential between tradable and non-tradable goods. Over time, the possible increasing importance of the non-tradable sector (e.g. tourism or services) induces nominal appreciations in the exchange rate. In conclusion, the monetary model presents a good fit and good in-sample forecasts to explain exchange rate fundamentals for the Dominican peso.

JEL classification: C32, E31, F31.

Keywords: monetary fundamentals, exchange rate, inflation targeting, econometric modeling.

²International Department.

I am grateful for the assistance of Georsh M. Paulino, Economist of the International Department, who provided important assistance in carrying out this research.

For questions and comments write to h.vasquez@bancentral.gov.do.

* The points of view and conclusions of this study do not necessarily represent the opinion of the Central Bank of the Dominican Republic (BCRD). Any errors or omissions are the sole responsibility of the authors.

3.1. Introducción

Teóricamente, el Esquema de Metas de Inflación (EMI) no requiere de intervenciones cambiarias. Sin embargo, en la práctica, la mayoría de los países en desarrollo —especialmente en Latinoamérica— han adoptado un sistema mixto de EMI con tipo de cambio flotante y diferentes grados o esquemas de intervención en el mercado de divisas. Esto así, aun cuando los modelos macroeconómicos tradicionales indican que las intervenciones cambiarias no deberían impactar el tipo de cambio, especialmente cuando se analizan sus efectos en economías abiertas con libre movilidad de capitales (Fleming, 1962; Mundell, 1963; Dornbusch, 1976; Obstfeld, 1996).

No obstante, los modelos de fundamentos monetarios han ocupado un sitio primordial en el análisis de los determinantes del tipo de cambio, debido quizás a que ofrecen un abordaje empírico sencillo —basado en la estimación de ecuaciones reducidas—. Estos modelos descansan en condiciones de equilibrios de existencias (*stocks* o dinero) por lo que su análisis también es denominado como el enfoque de “activos del mercado”, siendo el dinero su principal activo (Chinn, 2012a).³ Los modelos monetarios para el análisis del tipo de cambio tuvieron un auge a partir de la década de 1970; según los macroeconomistas, se apartaron de los modelos Keynesianos tradicionales tras la crisis de *estanflación* que caracterizó aquella época.

Desde la década de 1980, los investigadores han intentado determinar la validez de los fundamentos monetarios en el análisis del tipo de cambio. Por ejemplo, en un trabajo seminal, Meese y Rogoff (1983) evalúan los modelos empíricos desarrollados en la década de 1970 y concluyen que los modelos de series de tiempo tienen mayor poder predictivo —fuera de

³ Los modelos desarrollados mediante el enfoque de activos del mercado, aunque muy aplicados, son limitados a la estimación econométrica de ecuaciones reducidas, y no incluyen muchos de los aportes teóricos de la Nueva Macroeconomía Internacional (Obstfeld, 1996), los cuales, sin embargo, tienen mayor dificultad de estimar en la práctica. Por ejemplo, los modelos estructurales tipo DSGE descansan en la descripción del comportamiento de las funciones impulso-respuesta y la evaluación de la bondad de ajuste de las estimaciones puntuales permanecen un reto.

muestra— que los modelos estructurales (*à la* Frenkel-Bilson). Sin embargo, los modelos monetarios (Dornbusch-Frankel) apenas tienen un nivel de predicción similar al modelo de paseo aleatorio —*random-walk*— en horizontes menores a un año. Posteriormente, (Meese y Rose, 1991) descartan la idea de que el bajo poder predictivo encontrado en modelos monetarios se deba a la existencia de no-linealidades o formas funcionales inadecuadas en la estimación, cuestionando aún más el sustento teórico de estos modelos. Por otro lado, MacDonald y Taylor (1994) encuentran que la aplicación del Mecanismo de Corrección de Error (MCE) mejora las predicciones de corto y mediano plazo (en comparación con las predicciones obtenidos con un modelo *random-walk*). Finalmente, estudios empíricos más recientes encuentran evidencia, tanto a favor como en contra, de la capacidad del modelo monetario para analizar los fundamentos del tipo de cambio bilateral. En el caso del tipo de cambio bilateral entre el dólar estadounidense vs el dólar canadiense (USD/CAD), Cushman (2000) rechaza la validez del modelo monetario para explicar las fluctuaciones del tipo de cambio. Mientras, Zhang (2014) —aplicando un MCE— encuentra que es posible explicar la dinámica del tipo de cambio mediante los fundamentos monetarios para los casos del tipo cambio bilateral entre el USD y el yen japonés (USD/JPY) y el dólar estadounidense con el euro (USD/EUR).

Partiendo de un modelo monetario base (MMB) este estudio analiza los determinantes fundamentales del tipo de cambio entre el peso dominicano y el dólar estadounidense (DOP/USD). El MMB sigue la tradición literaria de asumir que se cumple en todo momento la teoría de Paridad de Poder de Compra (PPP) y utiliza las brechas del dinero, del ingreso y de la tasa de interés como determinantes monetarios fundamentales del tipo de cambio nominal. Posteriormente, se extiende el MMB con el fin de considerar la paridad descubierta del tipo de interés y los efectos de *overshooting* (Dornbusch, 1976; Frankel, 1979; Mussa, 1976), al igual que para incluir desviaciones de la PPP mediante el uso de variables que capturan el diferencial entre precios de productos transables y no transables.

Los resultados muestran que el tipo de cambio DOP/USD puede modelarse partiendo de fundamentos monetarios. Específicamente, los incrementos relativos en la cantidad de dinero y en el diferencial de tasas de interés —con respecto a la economía estadounidense— causan aumentos (devaluación) en el tipo de cambio, como predice el modelo monetario. Más aún, se encuentra que las fluctuaciones del tipo de cambio nominal también tienen fundamentos reales, los cuales se capturan a través de medir el diferencial de precios entre transables y no transables. Se entiende que la especialización de la economía dominicana en el sector servicios —como el turismo—, puede incidir en una tendencia creciente de los precios no transables, relativo a los transables, que en las estimaciones de este documento se observa como un elemento que incide de forma significativa en la apreciación del tipo de cambio.

El resto de este documento está organizado de la siguiente manera. La sección 2 desarrolla el modelo teórico. Como se indicó previamente, se parte de un modelo monetario básico, el cual asume que en todo momento se cumple la PPP, para luego introducir algunas extensiones que se derivan de considerar tanto la teoría de paridad de tasas descubiertas de tipos de interés como fricciones en el ajuste de los precios. La sección 3 describe los datos y presenta las pruebas estadísticas necesarias que justifican el método de estimación. La sección 4 describe los resultados de los tres modelos desarrollados y la sección 5 resume las conclusiones.

3.2. El modelo

El enfoque de análisis monetarista considera el tipo de cambio como el precio relativo de las monedas, el cual depende de la demanda y oferta relativa de la cantidad de dinero. De esta concepción son desprendidas dos visiones:

(i) *precios flexibles*, donde en todo momento se cumple la condición de PPP; y (ii) *precios rígidos*, donde el supuesto de la PPP se mantiene solo en el largo plazo. Por ejemplo, considerando el primer caso, se tiene que el tipo de cambio nominal puede explicarse mediante el diferencial de precios entre la economía local y extranjera:

$$s_t = p_t - p_t^*$$

donde, s es el tipo de cambio nominal, expresado en unidades de la moneda local por cada unidad de la moneda extranjera (i.e., en este caso, DOP/USD) y p es el del nivel de precios, con las variables en minúsculas indicando logaritmo natural y los asteriscos denotando las variables de la economía extranjera. También, se puede expresar la demanda de dinero en ambas economías como:

$$m_t^d - p_t = \phi y_t - \lambda i_t$$

$$m_t^{d*} - p_t^* = \phi y_t^* - \lambda i_t^*$$

donde, m^d es la demanda de dinero, y es el ingreso, i es la tasa de interés de corto plazo, y, por simplicidad, se asume que los parámetros que gobiernan la demanda de dinero $\{\phi, \lambda\}$ son idénticos para ambos países. Partiendo de la idea de equilibrio entre la oferta (m^s) y demanda de dinero (m^d), es decir, $m^s = m^d = m$, y asumiendo que la condición de PPP se mantiene tanto en el corto y largo plazo, se puede expresar el tipo de cambio nominal en función del diferencial de la cantidad de dinero, del ingreso y la tasa de interés de ambos socios comerciales. Es decir,

$$p_t = m_t - \phi y_t + \lambda i_t$$

$$p_t^* = m_t^* - \phi y_t^* + \lambda i_t^*$$

$$s_t = p_t - p_t^*$$

$$(1) \quad s_t = (m_t - m_t^*) - \phi(y_t - y_t^*) + \lambda(i_t - i_t^*)$$

Al modelo presentado en la ecuación (1) se le denominará como *Modelo Monetario Base* (MMB) y es el punto de partida de la literatura empírica. De los coeficientes de este modelo se pueden derivar las siguientes implicaciones. Si la cantidad de dinero local aumenta relativamente con respecto a la extranjera ($m_t - m_t^* > 0$), entonces el tipo de cambio nominal debe aumentar (devaluación). Un aumento en el nivel relativo de ingresos ($y_t - y_t^* > 0$) induce una apreciación (caída) del tipo de cambio nominal. Igualmente, un incremento relativo en la tasa de interés local con respecto a la de nuestro socio comercial ($i_t - i_t^* > 0$) resulta en un debilitamiento de la moneda. Esto último se explica debido a la concepción monetarista sobre la relación entre

la demanda de dinero, el ingreso y la tasa de interés. Específicamente, en el modelo monetario, el aumento del ingreso incrementa la demanda de dinero —relativo a la oferta—, provocando un aumento en el valor de la moneda local, mientras que los incrementos en la tasa de interés reducen la demanda de dinero—relativa a la oferta y, por tanto, provocan una depreciación del tipo de cambio nominal.⁴

Se puede extender el modelo (1) al considerar la paridad descubierta del tipo de interés (en inglés, *UIP*), la cual relaciona las expectativas de devaluación con la diferencia de las tasas de interés entre la economía nacional y extranjera. Es decir, $E_t s_{t+1} - s_t \equiv \Delta s_{t+1}^e = i_t - i_t^*$. Por tanto, sustituyendo el diferencial de tipos de interés en (1):

$$s_t = \alpha(m_t - m_t^*) - \beta(y_t - y_t^*) + \gamma s_{t+1}^e$$

$$(2) \quad s_t = \alpha \hat{m}_t - \beta \hat{y}_t + \gamma s_{t+1}^e$$

donde $\alpha \equiv \left(\frac{1}{1+\lambda}\right)$, $\beta \equiv \phi\alpha$, y $\gamma \equiv \left(\frac{\lambda}{1+\lambda}\right)$ son parámetros a estimar y s_{t+1}^e refiere a las expectativas de tipo de cambio. En la práctica, la falta de información sobre las expectativas de los agentes económicos es una limitante para estimar el modelo (2). Para resolver esto, algunos autores usan la relación entre expectativas de devaluación y *overshooting* para obtener una expresión más adaptada a los datos disponibles⁵:

$$(3) \quad s_t = (m_t - m_t^*) - \phi(y_t - y_t^*) - \left(\frac{1}{\theta}\right)(i_t - i_t^*) + \left(\lambda + \frac{1}{\theta}\right)(\pi_t^e - \pi_t^{e*})$$

donde, para períodos largos de tiempo, podrían sustituirse las expectativas de inflación por la inflación actualmente observada ($\pi_t^e \equiv \pi_t$).⁶

⁴ Estas predicciones son contrarias a las derivadas de los modelos *Keynesianos* tradicionales, como el modelo Mundell-Fleming, donde el aumento del ingreso induce a una depreciación nominal, debido al aumento de las importaciones, y una mayor tasa de interés causa una apreciación nominal como resultado de la entrada de capitales.

⁵ Para el caso dominicano, existen dos fuentes que recogen datos sobre expectativas del tipo de cambio nominal: (1) la Encuesta de Expectativas Macroeconómicas (mensual) y (2) la Encuesta de Opinión Empresarial (trimestral), ambas recolectadas en el Departamento de Programación Monetaria del BCRD. En este trabajo se utiliza la primera.

⁶ El modelo (3) es derivado partiendo de la idea de que los cambios en el tipo de cambio tienden a revertirse hacia el valor de largo plazo a una tasa constante θ . Esto es:

Los modelos (1), (2) y (3), descritos anteriormente, asumen que la PPP se sostiene tanto en el corto como en el largo plazo. Para desviarse de esta hipótesis y considerar un modelo con desviaciones de la PPP, al menos en el largo plazo, se deben incluir factores reales que pueden determinar la evolución del tipo de cambio nominal. Por ejemplo, se puede asumir que la PPP se mantiene para los precios de los bienes transables p^T sin afectar los precios de bienes no transables p^N , ya que estos últimos serían determinados por las condiciones internas de cada economía. Específicamente, si se considera que las desviaciones de la PPP determinan la evolución del tipo de cambio nominal, se podría estimar:

$$(4) \quad s_t = (m_t - m_t^*) - \phi(y_t - y_t^*) - \left(\frac{1}{\theta}\right)(i_t - i_t^*) + \left(\lambda + \frac{1}{\theta}\right)(\pi_t^e - \pi_t^{e*}) - \alpha w_t$$

donde $w \equiv [(p_t^{NT} - p_t^T) - (p_t^{NT*} - p_t^{T*})]$ captura el diferencial de precios de bienes transables y no transables entre la economía nacional y la extranjera. En general, los modelos descritos en las ecuaciones (1) a (4) consideran que la estimación de los fundamentos del tipo de cambio tiene la siguiente representación:

$$(5) \quad s = f(\hat{m}, \hat{y}, \hat{i}, \hat{\pi}, \hat{\pi}^e, w, \dots) + e_t$$

donde $\hat{x} \equiv (x - x^*)$ denota la diferencia entre las variables para la economía local y extranjera, m es la cantidad de dinero, y es el nivel de ingreso, i es la tasa de interés, π es la tasa de inflación y w fue definido anteriormente. Para la estimación, todas las variables —exceptuando las tasas de interés— son utilizadas en logaritmo natural, $\ln(\cdot)$. En este estudio, la forma funcional que

$$s_{t+1}^e - s_t = -\theta(s_t - \bar{s}) + (\pi_t^e - \pi_t^{e*})$$

donde, \bar{s}_t es el tipo de cambio de largo plazo, cuya evolución, siguiendo el MMB, depende de:

$$\bar{s}_t = (\bar{m}_t - \bar{m}_t^*) - \phi(\bar{y}_t - \bar{y}_t^*) + \lambda(\bar{\pi}_t - \bar{\pi}_t^*)$$

En términos prácticos, el modelo descrito anteriormente puede verse como una versión de la estimación de un modelo de corrección de error (MCE), donde \bar{s}_t describe la ecuación de largo plazo y el parámetro θ es el mecanismo de corrección de error. El lado izquierdo de la ecuación, $s_{t+1}^e - s_t$, puede verse como la relación de cambio.

adopta $f(\cdot)$ es lineal, pero otras formas funcionales no lineales y el uso de técnicas no paramétricas que serían de interés conocer podrían ser consideradas posteriormente.⁷

3.3. Datos y análisis de las series de tiempo

3.3.1. Los datos

Los datos son mensuales y cubren el período 2008–2019, tanto para la economía dominicana como la economía estadounidense. A pesar de que el EMI entró formalmente a operar a partir de enero de 2012, las discusiones sobre la implementación de este esquema de política iniciaron alrededor del año 2006. En enero del 2008, inician las reuniones del Comité de Mercado Abierto (COMA) de Política Monetaria y, en enero 2012, se anuncia formalmente el esquema y comienzan a publicarse los comunicados de política. Por esto, se decide iniciar el período de análisis en esta fecha, a los fines de capturar los efectos de algunas decisiones de política relacionadas a la implementación del EMI. Es importante señalar que el año 2008 se ubica en medio de la crisis internacional de la *Gran Recesión*, lo cual introduce cierto nivel de volatilidad y datos atípicos en algunos de los datos empleados.

La variable de análisis es el tipo de cambio nominal de venta entre la economía dominicana y estadounidense (s). Todas las variables están en logaritmo natural, $\ln(\cdot)$, exceptuando las tasas de interés. La medida del tipo de cambio es pesos por cada dólar norteamericano (DOP/USD), por lo que aumentos indican una devaluación de la moneda local. Para ambos países, la cantidad de dinero (m) es medida con la oferta monetaria amplia, o $M2$. Para medir el ingreso (y), se utiliza el índice mensual de actividad económica (IMAE), en el caso dominicano, y el índice de producción industrial de los Estados Unidos de América (EUA). Tanto el nivel de

⁷ Algunas variables no utilizadas en los modelos presentados son el balance acumulado de cuenta corriente (ctb) y los cambios en las reservas del banco central Δcbr . En el caso de ctb , los modelos presentados son de orientación monetarista; mientras, los modelos que consideran el ctb como determinante del tipo de cambio son modelos de orientación Keynesiana—e.g., Modelo IS-LM de Mundel-Fleming. Sin embargo, podría incluirse una estimación alternativa de los modelos 1 al 4 que incluya la variable ctb . Con respecto a Δcbr , la idea es tener una proxy para las intervenciones con fines cambiarios —no con fines de política monetaria—, las cuales deben ser consideradas en economías donde el tipo de cambio nominal es intervenido (los modelos asumen economía competitiva).

general de precios p como la inflación observada π son medidos a partir del índice general de precios al consumidor (IPC). Sin embargo, las medidas de expectativas de inflación, $E(\pi) \equiv \pi^e$, y las expectativas de tipo de cambio, $E(s) \equiv s^e$, tienen naturaleza distinta. En el caso de la economía dominicana, π^e y s^e refieren a las expectativas a 12 meses y los datos provienen de la Encuesta de Expectativas Macroeconómicas del Banco Central; en el caso de la economía estadounidense, las expectativas de inflación ($\pi^{e,*}$) son calculadas a partir del diferencial de tasas entre el bono a 10 años con respecto al bono indexado. Las medidas de precios de bienes transables (p^T) y no transables (p^{NT}) provienen de estadísticas de precios del Banco Central y del Fondo Monetario Internacional (FMI). El cuadro 1 presenta estadísticas descriptivas de estas variables.

Cuadro 1. Estadísticas descriptivas

Variables	Media	Máximo	Mínimo	σ	n
s	42.46	52.91	33.89	5.37	144
p^T	387.47	457.44	303.48	43.48	144
p^{T*}	135.2	147.14	120.98	7.34	144
p^{NT}	408.73	490.94	294.94	53.47	144
$p^{NT,*}$	149.48	186.17	121.78	18.97	144
m	13.41	13.98	12.87	0.33	144
m^*	9.3	9.64	8.92	0.21	144
y	4.93	5.31	4.59	0.19	144
y^*	4.58	4.65	4.44	0.05	144
i	1.93	2.74	1.63	0.24	144
i^*	-1.16	1.37	-2.66	1.24	144
s^e	44.5	55.24	35.84	5.22	144
π^e	5.2	11.61	2.4	1.95	144
$\pi^{e,*}$	2.24	2.88	0.72	0.37	144
$(m_t - m_t^*)$	4.12	4.34	3.89	0.13	144
$(y_t - y_t^*)$	0.35	0.69	0.05	0.15	144
$(i_t - i_t^*)$	3.09	4.82	0.72	1.26	144
$(\pi_t^e - \pi_t^{e,*})$	2.97	9.2	0.31	1.81	144
w	6.98	35.83	-22.26	16.81	144

Notas: todas las series en logaritmo natural. Período de referencia comprende 2008–2019. Las series sin (con) asterisco se refieren a la República Dominicana (Estados Unidos). σ : desv. estándar, n : observaciones.

Fuente: elaboración propia.

3.3.2. Análisis de series de tiempo

Previo a la estimación de los modelos, se evalúa la estacionariedad y cointegración de las series.

La prueba Aumentada Dickey-Fuller (ADF) fue realizada con constante (estadístico τ_μ) y constante y tendencia (τ_τ), considerando un nivel de significancia del 5 %. Los resultados de la

prueba ADF indican que la tasa de interés dominicana (i) es la única serie estacionaria, $I(0)$, cuando es evaluada con los estadísticos τ_μ y τ_τ . Las series s^e y $\pi^{e,*}$ son solo estacionarias con tendencia. El resto de las series consideradas son integradas de orden uno $I(1)$, a un nivel de significancia del 5 %. El cuadro 2 muestra los resultados.

Cuadro 2: Prueba Aumentada Dickey-Fuller (ADF) de raíz unitaria

Variables	τ_μ, x_t	$\tau_\mu, D(x_t)$	τ_τ, x_t	$\tau_\tau, D(x_t)$
s	0.4606	-7.5272*	-2.6441	-7.5451*
p^T	-2.6306	-8.2518*	-3.3801	-8.2811*
p^{T*}	-1.8486	-7.9696*	-2.7203	-8.0535*
p^{NT}	-1.5035	-8.1977*	-2.3906	-8.2384*
$p^{NT,*}$	-2.0207	-8.4879*	-2.9407	-8.5539*
m	-0.8598	-2.7133*	-2.3581	-2.6982*
m^*	-0.0766	-8.2782*	-1.5025	-8.2459*
y	0.3673	-4.5031*	-1.2501	-4.5126*
y^*	-1.9606	-9.1318*	-0.8429	-9.3540*
i	-5.0250*	-11.0994*	-5.0012*	-11.1058*
i^*	0.0256	-10.1435*	-1.4975	-10.3034*
s^e	0.8259	-13.5277*	-3.5252*	-13.6079*
π^e	-1.2082	-15.4941*	-1.8903	-15.4347*
$\pi^{e,*}$	-2.3325	-10.0520*	-3.4724*	-10.0699*

Notas. H_0 : la serie tiene raíz unitaria. *: se rechaza H_0 al 5 % n.s.

τ_μ : estadístico de la prueba con constante; τ_τ : estadístico de prueba con constante y tendencia.

x_t : series en niveles; $D(x_t)$: series en primera diferencia.

Fuente: elaboración propia.

Cuadro 3. Prueba de cointegración de Johansen

Hipótesis H_0	Vector 1	Vector 2	Vector 3	Vector 4
$r = 0$	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
$r \leq 1$	0.0003	0.0105	0.0000	0.0000
$r \leq 2$	0.0250	0.3921	0.0000	0.0000
$r \leq 3$	0.2216	0.6150	0.0010	0.0000
$r \leq 4$	0.2623	0.2766	0.0218	0.0000
$r \leq 5$	0.0594		0.1930	0.0001
$r \leq 6$			0.4382	0.0006
$r \leq 7$			0.2007	0.0021
$r \leq 8$				0.0099
$r \leq 9$				0.0929

Notas. H_0 : existen r ecuaciones de cointegración. La tabla muestra los niveles de significancia de la prueba (p - values).

Fuente: elaboración propia.

Para el análisis de cointegración se utilizó la prueba de Johansen, con la que se evalúa la hipótesis nula H_0 sobre la existencia de r ecuaciones de cointegración. El cuadro 3 muestra los niveles de significancia (valor- p) de los estadísticos de prueba. Las columnas corresponden al conjunto de vectores construidos a partir de las ecuaciones (1)-(4) desarrolladas anteriormente. Considerando un nivel de significancia de 5 %, la prueba de Johansen indica que

el vector 1 tiene al menos 3 ecuaciones de cointegración. Del mismo modo, los vectores 2, 3 y 4 confirman la existencia de al menos 2, 5 y 9 ecuaciones de cointegración, respectivamente.

3.4. Resultados

El cuadro 4 muestra los resultados de las estimaciones de los modelos presentados: (1) el modelo monetario base (MMB); (2) el modelo con paridad descubierta del tipo de interés (UIP); (3) el modelo con *overshooting*; y (4) el modelo con desviaciones de la PPP (No-PPP). Como se indica en la sección de datos, las estimaciones fueron realizadas con datos mensuales durante el período 2008-2019. La razón por la cual se inician las estimaciones en esta fecha es que en enero de 2008 se realiza la primera reunión del COMA de Política del BCRD, dando inicio —aunque de forma no oficial— al esquema de metas de inflación. Sin embargo, el año 2008 estuvo en medio de la Crisis Financiera Global, lo cual añade un alto nivel de volatilidad y valores atípicos en nuestras estimaciones. Por esta razón, en primera instancia los modelos rechazaron la prueba de homocedasticidad (Breusch-Pagan-Godfrey, BPG) y la prueba de autocorrelación serial (test - LM) en los residuos con 1, 6 y 12 rezagos. Para corregir estas violaciones, se utiliza la matriz de covarianza de Newey-West, lo cual proporciona estimadores con errores estándar consistentes.

En el modelo MMB, los coeficientes que refieren a los determinantes monetarios y de ingreso son significativos al 0.1 % y el coeficiente del diferencial del tipo de interés es significativo al 5 % de nivel de confianza. Los signos que refieren a los diferenciales monetarios y de tasa de interés son positivos y están acorde a lo esperado. Es decir, tanto los aumentos relativos de la cantidad de dinero y de la tasa de interés locales, con respecto a los de Estados Unidos, inducen una depreciación del tipo de cambio, como se plantea en la sección teórica de este trabajo. No obstante, el signo del coeficiente del nivel relativo de ingresos no resulta con la dirección esperada, aunque muestra una magnitud y un nivel de significancia importante.

Cuadro 4. Resultado de las estimaciones

	MMB	UIP	Overshooting	No-PPP
const.	0.6965 (0.416)	-0.4283** (0.153)	1.0601** (0.379)	0.5337 (0.429)
$(m_t - m_t^*)$	0.7108*** (0.106)	0.2487*** (0.047)	0.6338*** (0.093)	0.7595*** (0.105)
$(y_t - y_t^*)$	0.2765*** (0.077)	-0.0045 (0.034)	-0.2457** (0.076)	-0.1692* (0.076)
$(i_t - i_t^*)$	0.0067* (0.007)		0.0019 (0.003)	0.0126 (0.006)
s_t^e		0.8304*** (0.058)		
$(\pi_t^e - \pi_t^{e,*})$			-0.0072 (0.004)	-0.0041 (0.004)
ω_t				-0.0009* (0.000)
n	144	144	144	144
R ²	0.962	0.994	0.964	0.968
R ² -ajustado	0.961	0.994	0.963	0.967
Estadístico F	1186.424	8172.358	931.344	826.83
valor-p	0.000	0.000	0.000	0.000
Test LM				
1 rezago	0.000	0.000	0.000	0.000
6 rezagos	0.000	0.000	0.000	0.000
12 rezagos	0.000	0.000	0.000	0.000
Homoced. (BPG)	0.000	0.000	0.000	0.000
Normalidad (J-B)	0.060	0.046	0.150	0.120
RMSE	0.0168	0.0046	0.0187	0.0205

Notas. MMB: modelo monetario base; UIP: modelo monetario con paridad descubierta del tipo de interés; Overshooting: modelo monetario con *overshooting*; No-PPP: modelo monetario con desviaciones de la PPP. Errores estándar en paréntesis. Coeficiente significativo al * 5 %, ** 1 % y *** 0.1 %.

Test LM: prueba de autocorrelación serial Breusch-Godfrey; BPG: prueba de heterocedasticidad Breusch-Pagan-Godfrey; J-B: normalidad Jarque-Bera; RMSE: raíz del error cuadrático medio (*root mean squared error*).

Fuente: elaboración propia.

En el modelo UIP, los coeficientes de los determinantes monetarios y las expectativas a 12 meses del tipo de cambio son positivos, acorde a lo esperado, y presentan un nivel de significancia del 0.1 %. Es decir, tanto los aumentos relativos en la cantidad de dinero como un aumento en las expectativas de devaluación del tipo de cambio inciden de forma significativa en un aumento en el tipo de cambio. De igual forma, un aumento en el nivel relativo de ingresos induce una apreciación cambiaria —debido al impacto del aumento del ingreso en la demanda de dinero—. Sin embargo, el coeficiente de la variable de diferencia de ingresos no resultó significativo a los niveles estándares de significancia. En resumen, las estimaciones del modelo UIP están acorde con lo planteado en el enfoque monetarista, por lo que un aumento en el nivel relativo de la masa monetaria y en la expectativa del tipo de cambio tienen un impacto positivo (depreciación) en el tipo de cambio, mientras que un incremento en el nivel relativo de ingresos

causa un efecto negativo (apreciación) sobre el mismo. Además, este modelo no rechaza la prueba de normalidad al 1 % y muestra la mayor bondad de ajuste de todos los modelos estimados.

El modelo con *overshooting* refleja los signos esperados, y un nivel de significancia al 0.1 %, en los coeficientes relativos a la masa monetaria y a la diferencia de ingresos. Por otro lado, el nivel relativo de los tipos de interés y las expectativas de inflación no fueron significativas, a pesar de presentar los signos esperados.

El modelo con desviaciones relativas a la teoría de paridad, No-PPP, estima que tanto el diferencial de la cantidad de dinero y del nivel de ingresos son significativos y con el signo esperado. Más aún, el coeficiente de la variable ω , que mide el diferencial de precios entre transables y no transables, es negativa y significativa a un nivel de confianza del 5 %. La forma de interpretar este resultado es la siguiente: cuando el nivel de precios relativos —a Estados Unidos— de los bienes no transables es superior al de los transables se debe esperar una apreciación del tipo de cambio nominal. Este resultado implica que, además de los factores monetarios típicos, los factores reales también pueden afectar el tipo de cambio. Los factores reales que afectan estos precios relativos pueden ser de oferta —e.g. cambios en la productividad— o de demanda —e.g. el gasto público— o cambios en las preferencias. Por ejemplo, el aumento de las preferencias de consumo por el sector servicio, los cuales son no transables, podría inducir a una tendencia creciente de los bienes no transables p_t^{NT} , lo cual podría perfectamente corresponder al caso dominicano (piense, por ejemplo, en la demanda de servicios del sector turístico).

En todas las estimaciones, los coeficientes relacionados al nivel relativo de la masa monetaria presentan el mayor nivel de significancia, ya que la hipótesis H_0 de no incidencia de la cantidad de dinero se rechazó al 0.1 %. Esta variable también presentó coeficientes de magnitudes importantes para explicar el desempeño del tipo de cambio, el valor de los coeficientes estimados osciló entre 0.248 y 0.759. La magnitud de la incidencia de la cantidad relativa de

dinero sobre el tipo de cambio solo se vió reducida en el modelo UIP cuando se incluyen las expectativas del tipo de cambio. El nivel relativo de ingresos mostró la dirección esperada en los modelos UIP, *Overshooting* y No-PPP, aunque donde tuvo mayor significancia fue en el MMB donde la dirección de su efecto no fue positiva y no correspondió a lo esperado. El nivel relativo de tipos de interés solo fue significativo, y con el signo esperado, en el modelo MMB. La magnitud del coeficiente del diferencial de tipos indica que un aumento de 100 puntos básicos en la tasa de interés de corto plazo local, con respecto a la estadounidense, podría inducir una depreciación de 0.67 %.

Finalmente, el indicador RMSE, presentado en el cuadro 4, refiere a la raíz del error cuadrático medio (*Root Mean Squared Error*). Este indicador se calculó en base a la realización de un pronóstico dentro de muestra, para el período 2019m1 - 2019m12. El RMSE indica que el modelo UIP es el que mejor puede pronosticar la trayectoria del tipo de cambio, al menos en el período de un año, seguido del modelo MMB. Además, los pronósticos de los modelos presentados resultaron ser superiores al de un modelo de referencia tipo *random walk*.

3.5. Conclusiones

Este documento analizó hasta qué punto los modelos de fundamentos monetarios explican el comportamiento del tipo de cambio nominal entre el peso dominicano y el dólar estadounidense (DOP/USD). Para esto, se estimaron cuatro modelos de naturaleza monetaria: (1) un modelo monetario base MMB; (2) un modelo monetario con paridad descubierta del tipo de interés (UIP); (3) un modelo monetario con *overshooting*; y (4) un modelo monetario con efectos reales y desviaciones de la PPP. Los modelos son uniecuacionales y fueron estimados para el período 2008—2019, el cual corresponde al inicio —no formal— del esquema de metas de inflación en la República Dominicana y previo a la crisis del COVID-19.

Los resultados indicaron que los modelos con fundamentos monetarios determinan el comportamiento del tipo de cambio. En la estimación del MMB, se encontró que las

desviaciones de la cantidad de dinero, del ingreso y la tasa de interés tienen efectos positivos y significativos en el tipo de cambio. Específicamente, un aumento relativo de 1 % de la cantidad de dinero en la República Dominicana, relativo a los Estados Unidos, causa una depreciación de 0.71 %. Mientras, el aumento de 100 puntos básicos en el diferencial de tasas de interés implica un aumento del tipo de cambio nominal de 0.67 %. Por otro, el modelo UIP presenta el mejor ajuste para explicar los determinantes monetarios del tipo de cambio nominal. Es decir, cuando se considera la paridad descubierta del tipo de interés, se encuentra que las expectativas cambiarias tienen un efecto positivo, significativo y de magnitud considerable en las variaciones del tipo de cambio. Por ejemplo, el incremento de un 1 % en las expectativas a 12-meses del tipo de cambio, induce una depreciación en el tipo de cambio nominal de 0.83 %. Además, el modelo UIP presenta mayor capacidad de predicción —en el período de un año— en comparación con los modelos estimados y la misma mejora las predicciones del modelo de caminata aleatoria (*random walk*), los cuales son usados como primera referencia.

Un hallazgo importante de este trabajo es que se determinó que existen elementos reales que inciden en el tipo de cambio. Las estimaciones del modelo (4), que considera desviaciones de largo plazo en la PPP, indican que el diferencial de precios de bienes transables y no transables, w , tiene un impacto negativo y significativo en el tipo de cambio nominal. Específicamente, cuando el nivel de precios relativos de los bienes no transables es superior al de los bienes transables —relativo a la economía de los Estados Unidos—, se espera una apreciación del tipo de cambio nominal. Este resultado podría estar relacionado con el aumento de la importancia del sector servicios dominicano, como Hoteles, Bares y Restaurantes, lo cual incide en una tendencia creciente en el precio de los bienes no transables de la economía.

En conclusión, este estudio presentó evidencia de que el comportamiento del tipo de cambio tiene fundamentos monetarios durante el período en que la economía dominicana implementa el esquema de metas de inflación. Una tarea pendiente es extender el análisis a otros modelos que podrían mejorar la capacidad de predicción, a corto y mediano plazo, como los Modelos

de Corrección de Error, según sugieren otros autores. También, otra línea de investigación está relacionada a analizar los fundamentos del tipo de cambio real.

Referencias

Jon Bentley (1999). *Programming Pearls*. Addison-Wesley, Boston, MA, USA, 2 edition.

Menzie D. Chinn (2012a). Macro approaches to foreign exchange determination. In Chinn, pages 45-72.

Menzie D. Chinn (2012b). *Handbook of Exchange Rate*. John Wiley & Sons, Hoboken, New Jersey, USA, 1 edition. David O. Cushman. The failure. *The Canadian Journal of Economics*, 33(3):591-603, 2000. URL <https://www.jstor.org/stable/2667418>.

R. Dornbusch (1976). Expectations and exchange rate dynamics. 84(6):1161-1176.

J. M. Fleming (1962). Domestic financial policies under fixed and floating exchange rates. *IMF Staff Paper*.

J. A. Frankel (1979). On the mark: a theory of floating exchange rates based on real interest differentials. *The American Economic Review*, 69(4):610-622. URL <https://www.jstor.org/stable/1808707>.

MacDonald, R. y Taylor, M. (1994). The monetary model of the exchange rate: long-run relationships, short-run dynamics and how to beat a random walk. *Journal of International Money and Finance*, 13(3):276- 290. URL <https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:jimfin:v:13:y:1994:i:3:p:276-290>.

Meese, R. A. y Rogoff, K. (1996). Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample? *Journal of International Economics*, 14(1):3-24, 1983. ISSN 0022-1996. doi: 10.1016/0022-1996(83)90017-X. URL <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/002219968390017X>.

Meese, R. A. y Rose, A. K. (1991). An empirical assessment of non-linearities in models of exchange rate determination. *The Review of Economic Studies*, 58(3):603-619, 05. ISSN 0034-6527. doi: 10.2307/2298014. URL <https://doi.org/10.2307/2298014>.

Mundell, R. A. (1963). Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates. *The Canadian Journal of Economics and Political Science / Revue canadienne d'Economie et de Science politique*, 29(4): 475-485. ISSN 03154890. URL <http://www.jstor.org/stable/139336>.

Mussa, M. (1976). The exchange rate, the balance of payments, and monetary and fiscal policy under a regime controlled floating. *Scandinavian Journal of Economics*, 78:229-248.

Obstfeld, M. (1996). Models of currency crises with self-fulfilling features. *European Economic Review*, 40(3-5):1037-1047, April 1996. URL <https://ideas.repec.org/a/eee/eecrev/v40y1996i3-5p1037-1047.html>.

Zhang, G. (2014). Exchange rates and monetary fundamentals: What do we learn from linear and nonlinear regressions? *Economics Research International*, 2014. doi: 10.1155/2014/746956. URL <https://doi.org/10.1155/2014/746956>.