

NUEVA LITERATURA ECONÓMICA DOMINICANA

Colección del Banco Central de la República Dominicana
Vol. 277

Serie Nueva Literatura Económica No. 24

Concurso Anual de Economía Biblioteca «Juan Pablo Duarte»
(2019 : Banco Central)

Nueva literatura económica dominicana [texto] : premios del Concurso Anual de Economía Biblioteca «Juan Pablo Duarte» 2019. -- 1a. ed. -- Santo Domingo : Banco Central de la República Dominicana, 2020.

xxii, 462 p. : ils. ; 23 cm. -- (Colección del Banco Central de la República Dominicana ; v. 277. Serie nueva literatura económica ; no. 24)

ISBN 978-9945-443-62-2 (serie). -- ISBN 978-9945-582-97-0 (v. 277)

1. Educación – Asistencia social – República Dominicana. 2. Recaudación de impuestos – República Dominicana. 3. Transferencias monetarias – República Dominicana. 4. Trabajadores extranjeros – República Dominicana. 5. República Dominicana – Emigración e inmigración – Haití. 6. Política monetaria – República Dominicana. 7. Tasa de interés – República Dominicana. 8. República Dominicana – Condiciones económicas I. Título. II. Serie.

LC HC153.5.A1N8 2020
330.972 93

CDD 21. ed.

CEP/BCRD

©2020 Primera edición

Publicaciones del Banco Central de la República Dominicana

Comité de Publicaciones:

José Alcántara Almánzar, Presidente
Luis Martín Gómez Perera, Miembro
Luis José Bourget, Miembro
Miguel A. Pichardo García, Miembro
Miguel A. Frómeta Vásquez, Miembro
Elvis Francis Soto, Secretario

Edición al cuidado de: José Alcántara Almánzar y Elvis Francis Soto

Coordinación del concurso: Elvis Francis Soto

Diagramación: Federico Antonio Pérez Quiñonez

Diseño y arte de la cubierta: Irina Miolán

Colaboración: Hipólito Batista y Vladimir Sena

Impresión:

Subdirección de Impresos y Publicaciones

Banco Central de la República Dominicana

Av. Dr. Pedro Henríquez Ureña esq. calle Leopoldo Navarro,

Santo Domingo de Guzmán, D. N., República Dominicana

Impreso en la República Dominicana

Printed in the Dominican Republic

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

Nueva literatura económica dominicana

Premios del Concurso de Economía
Biblioteca «Juan Pablo Duarte» 2019

Contenido

Presentación	xiii
Introducción	xvii

PRIMERA PARTE

Impacto de largo plazo de un programa de transferencias condicionadas: el caso de la República Dominicana

José Antonio Pellerano Guzmán

Resumen	25
1. Introducción	27
2. Descripción del programa	34
3. Bases de datos	39
4. Estrategia empírica y descripción de la muestra de análisis	45
5. Resultados	60
5.1 Resultados con la muestra completa y efectos heterogéneos	60
5.2 Pruebas de robustez	62
6. Conclusiones	68
7. Bibliografía	73
Anexos	77

SEGUNDA PARTE

Incertidumbre fiscal y volatilidad macroeconómica en la República Dominicana

José Antonio Vargas
Nerys Federico Ramírez Mordán

Resumen	97
1. Introducción	99
2. Revisión de la literatura	101
3. Metodología empírica	108
3.1 Fuentes de datos	108
3.2 Transferencia en volatilidad y modelos de estado	109
3.3 Modelo de equilibrio general	114
4. Resultados	121
4.1 Hechos básicos sobre la volatilidad	121
4.2 Transferencia de volatilidad	132
4.2.1 Efecto contagio en series macroeconómicas	132
4.2.2 Efecto contagio en series macroprudenciales	137
4.3 Choques fiscales y de volatilidad	140
5. Conclusiones	147
6. Bibliografía	153
Anexos	161

TERCERA PARTE

Determinantes de la migración circular haitiana
de carácter laboral en la República Dominicana:
un enfoque de modelos binominales negativos

Ana María Fernández González

Resumen	177
1. Introducción	179
2. Revisión de literatura	182
2.1 Abordajes empíricos locales: modelo migratorio haitiano	187
3. Datos y metodología	189
3.1 Datos	189
3.2 Metodología	192
3.2.1 Modelo	193
4. Resultados	199
4.1 Análisis descriptivos	199
4.1.1 Dinámica migratoria	199
4.1.2 Mercado trabajo de migrantes	206
4.2 Determinantes de la migración circular haitiana	211
4.2.1 Efectos marginales	221
5. Conclusiones	226
6. Bibliografía	231
Anexos	235

CUARTA PARTE

Midiendo los efectos y canales de transmisión
de la política monetaria en la República Dominicana

Manuel Alberto Pérez Pérez

Resumen	245
1. Introducción	247
2. Revisión de literatura	250
2.1 SVAR y los efectos de la política monetaria	250
2.2 Los canales de transmisión de la política monetaria	256
2.3 Evidencia dominicana de los efectos y canales de transmisión de la política monetaria	262
3. Metodología	266
3.1 Estrategia de identificación de los efectos de la política monetaria	270
3.2 Estrategia de identificación para los canales de transmisión	275
3.3 Una medida de la importancia relativa de los canales de transmisión	277
4. Datos	279
4.1 Sectores productivos y grupos de bienes y servicios	283
5. Resultados	288
5.1 Efectos agregados de la política monetaria	289
5.2 Efectos sectoriales de la política monetaria	297
5.3 Una comparación empírica de regímenes de política monetaria	301
5.4 Reacción de los canales de trasmisión	302
5.5 Importancia relativa de los canales de trasmisión	304
6. Conclusiones	309
7. Bibliografía	313
Anexos	323

QUINTA PARTE

Incidencia de los conglomerados financieros
en la actividad bancaria: tasas de interés,
competencia y retorno de conglomerado

Carlos Alberto Delgado Urbáez

Resumen	371
1. Introducción	372
2. Revisión de literatura	374
2.2 La definición de conglomerado financiero y la perspectiva supervisora	374
2.3 El grupo o conglomerado financiero en la literatura académica: el descuento conglomerado	375
2.4 El grupo o conglomerado financiero en la literatura académica: diferencias en la política de crédito	379
2.5 Modelos analíticos de determinación de tasa de interés	380
3. Los grupos financieros en la República Dominicana	384
4. Estrategia empírica y resultados	389
5. Lateralidades de los resultados	407
5.1 Sobre la competencia en el mercado bancario	407
5.2 Sobre la tasa de descuento conglomerado	412
6. Conclusiones	419
7. Bibliografía	423
Anexos	427
 Ganadores del Concurso Anual de Economía Biblioteca «Juan Pablo Duarte», 1986-2019	 445
Jurado del Concurso Anual de Economía Biblioteca «Juan Pablo Duarte»	461
Colección del Banco Central de la República Dominicana	467

Presentación*

Me complace darles la bienvenida a este acto de entrega de galardones del Concurso de Economía Biblioteca «Juan Pablo Duarte» 2019, que constituye una feliz tradición y una auténtica fiesta para los economistas del país, tanto los que residen aquí como en el exterior, y que congrega a lo más selecto de esa disciplina en una ceremonia que prueba una vez más la pujanza de nuestros jóvenes investigadores y la vitalidad de una ciencia, sin la que un país como el nuestro difícilmente podría ver con claridad el camino más idóneo por donde avanzar.

Los mejores economistas del mundo influyen con sus teorías y sus modelos en el esclarecimiento de los grandes problemas que ensombrecen el planeta. Para no ir más lejos, este año, tres distinguidos profesores, dos del Instituto Tecnológico de Massachusetts (MIT) y uno de Harvard, han recibido el Premio Nobel de Economía. La más joven de ellos es una catedrática francesa de 46 años de edad y los otros dos un norteamericano de 54 y un indio de 58. Quiere decir que ninguno alcanza todavía las seis décadas de vida y ya han hecho contribuciones medulares al análisis de asuntos que van más allá del campo económico, pues sus trabajos de investigación versan específicamente sobre la desigualdad y la pobreza en África y la India.

* Palabras del licenciado Héctor Valdez Albizu, Gobernador del Banco Central de la República Dominicana, en el acto de entrega de premios del Concurso Anual de Economía Biblioteca «Juan Pablo Duarte», el martes 19 de noviembre de 2019.

Estos galardonados con el más alto premio que se otorga cada fin de año en la capital sueca a la investigación económica, han logrado probar que «las decisiones de política pública en programas de educación y salud para reducir la pobreza en el mundo, pueden tener un mayor impacto si se conoce el comportamiento de quienes participan en dichos programas», como lo reconocieron los medios de comunicación cuando fueron anunciados dichos premios. En el fondo, la clave sigue siendo «más educación», sobre todo para los habitantes marginales de cualquier nación, incluidos los países desarrollados.

Apreciados funcionarios y amigos: con mucho gusto entregamos esta noche los Premios de Economía Biblioteca «Juan Pablo Duarte» 2019, luego de un riguroso escrutinio de los trabajos sometidos a la consideración del jurado y un veredicto ajustado a los requerimientos intelectivos y técnicos más estrictos. Nos alegra saber que cada año se ascienden peldaños respecto del anterior, y que los jóvenes que participan en el certamen lo hacen con entusiasmo y compromiso con su profesión. Por eso me satisface expresar las más cálidas felicitaciones a los que han resultado ganadores en el 2019 y cuyos nombres serán conocidos dentro de poco. ¡A todos, nuestros más sinceros parabienes!

La ocasión es propicia también para poner en circulación el volumen que reúne los trabajos galardonados en 2018. Además de ésta, entregamos otra obra ya clásica entre nosotros, la importante *Bibliografía económica dominicana 2017-2018*, preparada por un equipo técnico de nuestra Biblioteca «Juan Pablo Duarte», cuyos integrantes rastrean con paciencia y tesón durante meses en centros de documentación, periódicos y revistas, una gran cantidad de artículos, ensayos, tesis universitarias; en este caso, sobre nada menos que 362 temas de los más variados asuntos económicos.

Todo el valioso trabajo de selección y exigente evaluación de las investigaciones presentadas al concurso de economía del banco, queridos amigos, está en manos de un jurado de gran

solvencia profesional y ética. Permítanme pues hacer un especial reconocimiento a esos distinguidos miembros del jurado de los Premios de Economía del Banco Central de la República Dominicana: nueve profesionales de primera línea que dedican parte de su comprometido tiempo para leer y ponderar las propuestas sometidas al certamen, haciendo acopio de sus conocimientos, experiencia y capacidad crítica a toda prueba. Ellos son:

- Lic. Opinio Álvarez Betancourt, ex Vicegobernador del Banco Central y consultor privado.
- Dr. Miguel Ceara Hatton, consultor económico.
- Dr. Porfirio García, ex Rector Magnífico de la Universidad Autónoma de Santo Domingo.
- Dra. Yamileh García Belén de Kuhnert, Directora del Departamento de Tesorería, quien desde el año pasado forma parte del jurado.
- Lic. José Luis De Ramón, consultor independiente, quien este año dirá las palabras en nombre del jurado.
- Dr. Ramón González, Director del Departamento de Cuentas Nacionales y Estadísticas Económicas del Banco Central.
- Dr. Rolando Guzmán, Rector del Instituto Tecnológico de Santo Domingo (INTEC).
- Dra. Indhira Santos, funcionaria del Banco Mundial.
- Dr. Harold Vásquez Ruiz, Consultor Técnico del Departamento Internacional del Banco Central, ganador en varios concursos institucionales de economía, quien este año ingresa como juez al certamen.

Antes de concluir, deseo expresar las más sentidas gracias al Comité de Biblioteca que preside nuestra señora Vicegobernadora, licenciada Clarissa de la Rocha de Torres, bajo cuyas orientaciones se organiza el certamen de economía del banco. Al Departamento Cultural, por su empeño para que el mismo tenga el esplendor que amerita, así como por la coordinación de este acto; y a todos ustedes, por su honrosa compañía esta noche.

Muchas gracias.

Introducción *

La ciencia económica está en perpetua evolución, tanto buscando profundidad en lo que nos es conocido como abriendo nuevos campos de conocimiento a través de la investigación.

Observando la historia del pensamiento económico, podemos concluir que hay dos ejes continuos en la generación del conocimiento. El primero tiene que ver con el mundo al que se enfrenta el economista. Sus preocupaciones diarias, lo que vive a su alrededor, dirigen sus estudios. Consecuentemente, la generación de ciencia resultante refleja su realidad social y los problemas concretos que vive.

El segundo es que nuestra ciencia se mueve a partir de grandes contribuciones de intelectuales brillantes y originales, pero también de los aportes que hacen a la economía otras ciencias sociales en su propio desarrollo.

Nuestra realidad social y el avance de la psicología cognitiva y la psicología evolutiva están marcando la atención de la academia en la ciencia económica.

Dirigiendo la mirada a la realidad social en el mundo actual podemos concluir que está caracterizada, más que por cualquier otro factor, por el descontento.

* Palabras de José Luis De Ramón en el acto de premiación a los ganadores del Concurso de Economía Biblioteca Juan Pablo Duarte, celebrado en el Banco Central de la República Dominicana, el martes 19 de noviembre de 2019.

En términos absolutos, la calidad de vida de la gente ha avanzado en los últimos 60 años más que en los 500,000 años de existencia de nuestra especie. Podríamos evaluar este avance de muchas maneras, con indicadores económicos y sociales, pero para mí, donde confluyen todas las mejoras en el bienestar de una población es en su expectativa de vida. Debemos sentirnos orgullosos de haber aumentado en 20 años o más la expectativa de vida de la población, a lo largo y ancho del planeta, en el último medio siglo.

Y sin embargo el mundo está descontento. En el mundo subdesarrollado son constantes las manifestaciones públicas de descontento, en general atribuibles, certeramente, a secuestros de la democracia y a la agravación de la pobreza, consecuencia de problemas en la economía.

Brexit, la elección del presidente Trump en los EE. UU. y los “chalecos amarillos” franceses se destacan como reacciones al descontento en el mundo desarrollado, en países indiscutiblemente ricos y democráticos. En su caso, el descontento es por causa de la presencia de nuevas generaciones de emigrantes, el resurgir del nacionalismo y la incapacidad para integrarse al mundo laboral de los desplazados por la globalización

Y tanto en países pobres y ricos, ahora los movimientos sociales se justifican en la desigualdad, siendo Chile el último país que experimenta conmoción social, expresando los manifestantes que la razón de su accionar está en la desigualdad.

La pobreza es absolutamente mala. Con pobreza no puede haber bienestar. Hasta ingresos anuales del hogar de unos US\$70,000 (dólares corrientes) el dinero puede eliminar sufrimiento y adicionar bienestar. Por encima de esa suma, no hay evidencia de que el ingreso aumente la felicidad, según demuestran los dos premios nobel Daniel Kahneman y Angus Deaton en su famoso artículo de 2010.

Que la desigualdad es intrínsecamente mala, en cuanto a que hace daño a la economía, está sujeto a debate, un debate

muy activo y que centrará nuestra atención en los años venideros, máxime ante la irrupción de la Inteligencia Artificial y la robótica en la supresión de empleos.

Lo cierto es que las clases medias urbanas, y en menos medida los más pobres, están movilizándose contras la desigualdad. Las movilizaciones se catalizan con el apoyo de las redes sociales para organizarse y sus protestas no son pacíficas, llegando, como en el caso de Chile, a generarse muertos en un número sustancial.

Este tipo de manifestación social, está recibiendo el mayor incentivo para repetirse: el éxito. En Hong Kong el parlamente retiró la ley de extradición que llevó a los jóvenes a la calle. En Chile, el presidente Piñera llegó a pedir perdón porque los sucesivos gobiernos no habían atendido adecuadamente las necesidades sociales, proponiendo un programa de gasto social, que incluye, entre otras medidas, un ingreso universal mínimo para todos los trabajadores y mejora en los montos garantizados de las pensiones, a ser financiado por elevación de las tasas de impuesto sobre la renta para los ingresos altos

Si tras la crisis mundial 2008-2011 la atención mundial –y por supuesto, la de nuestra profesión– se dirigió a la regulación bancaria y a experimentar con mecanismos de estímulo a la economía, tales como las tasas negativas de interés, la atención de la profesión, estoy seguro, se concentrará en el bienestar.

Crece ha sido el paradigma de los últimos 50 años. Algunos economistas han considerado que el “derrame” del crecimiento sería suficiente para eliminar la pobreza. Otros han señalado la necesidad de intervención en políticas redistributivas, porque el derrame es un mecanismo insuficiente. Pero los ojos de unos y otros han estado centrados en crecer. Crece con democracia ha sido la receta que economistas y demás pensadores de vanguardia han propuesto para producir sociedades armónicas y seres humanos felices.

Ya sabemos que no es así. Democracia, crecimiento y alto gasto social no garantizan que las sociedades estén en paz. Francia es el segundo país del mundo en Índice de Desarrollo Humano entre los que cuentan con más de 10 millones de habitantes, tiene un ingreso per cápita de US\$ 48,000 dólares y dedica un tercio del PIB a gasto social. Y ahí están los chalecos amarillos. Chile es la Francia de Latinoamérica. En todos los indicadores económicos y sociales relevantes, Chile o lidera la región u ocupa un segundo lugar. Y en Chile se está viviendo una confrontación social tan aguda como inesperada.

Hace años que los economistas vienen estudiando estas paradojas y analizando cómo se obtiene el bienestar, que ya sabemos, por los eventos sociales comentados, exige más que riqueza. Un ejemplo destacable está en el reporte de la “Comisión para la Medición de la Evolución Económica y el Progreso Social” de 2009, preparado por los reconocidos premios Nobel Joseph Stiglitz y Amartya Sen, junto con Jean-Paul Fitoussi, para estructurar sistemas de medición del bienestar que sustituyan o complementen al PIB, tales como el FIB o Felicidad Interior Bruta adoptado por Bután.

Este renovado interés en el bienestar ha dado como consecuencia que economistas conductuales hayan recibido premios Nobel desde el año 2000, destacándose Khaneman, Thaler, Akerlof, Shiller y Deaton. Los economistas experimentales Banerjee, Duflo y Kremer ganaron el premio Nobel de Economía en 2019 por sus estudios sobre la reducción de la pobreza.

Los temas que concentran el interés y la atención de los economistas en el mundo también se reflejan en nuestros investigadores de la ciencia económica, y que participan en este concurso, que es el más prestigioso del país y una de las principales fuentes de creación de conocimiento en nuestra disciplina.

Nuestros galardonados de hoy han enfocado los siguientes temas, casi todos relacionados con el trasfondo social y el bienestar. Sus trabajos son: “ *Impacto de largo plazo de un programa*

de transferencias condicionadas-El caso de la República Dominicana”, dedicado a valorar si esta herramienta redistributiva está siendo efectiva y su potencial de mejora; *“Incertidumbre fiscal y volatilidad macroeconómica en la economía dominicana*”, que considera el terrible impacto de las crisis en los más pobres; *“Determinantes de la migración circular haitiana de carácter laboral en la República Dominicana: un enfoque de modelos binominales negativos*”, que aporta a un tema muy sensitivo para nuestro país, tema que tanto por nuestras propias necesidades como por lo convulsionado que esta nuestro país vecino, hará necesario implementar pronto medidas de política social.

Por supuesto, los temas macroeconómicos siguen siendo parte del interés de nuestros investigadores. Otro trabajo premiado es *“Midiendo los efectos y canales de transmisión de la política monetaria en la República Dominicana.”*, un tema fundamental dada la importancia capital que tiene la política monetaria en nuestro país.

Por último, el trabajo *“Incidencia de los conglomerados financieros en la actividad bancaria: tasas de interés, competencia y retorno de conglomerado”*, que examina el efecto en variables macroeconómicas claves del notorio crecimiento en activos y áreas de negocios de los grupos financieros.

La lectura y análisis de estas investigaciones considero son materia obligada.

En nombre de los miembros del jurado quiero agradecer al Banco Central por mantener este concurso, que ya cuenta con 34 ediciones, a los galardonados de esta noche y a todos los que participaron en el concurso, que también aportaron trabajos de calidad.

Buenas noches.

PRIMERA PARTE

Impacto de largo plazo de un programa de transferencias
condicionadas: el caso de la República Dominicana

José Antonio Pellerano Guzmán



José Antonio Pellerano Guzmán

Obtuvo una licenciatura en Economía de la Pontificia Universidad Católica Madre y Maestra en el 2004. Realizó maestría en Economía, mención Macroeconomía, en la Pontificia Universidad Católica de Chile. Obtuvo una beca Fullbright-MESCyT para realizar un doctorado en Economía en la Universidad de Texas A&M, graduándose en el 2013. Ha colaborado con empresas de consultoría y participado en proyectos de investigación dentro y fuera del país. Sus áreas de especialización son: Organización Industrial, Econometría Aplicada y Economía Pública. Se desempeña como presidente de la Federación Dominicana de Kendo / laido y es miembro de la Junta Directiva de FEDOKEN para el período 2019-2021. Está casado y tiene un hijo.

Resumen

La evidencia empírica sobre los efectos de corto plazo de los Programas de Transferencias Monetarias Condicionadas (PTMC) es abundante, sin embargo, la evidencia sobre los efectos de largo plazo de este tipo de programas sigue siendo escasa. En este sentido, el presente trabajo es uno de los pocos en la literatura que analiza el impacto de un PTMC a más de diez años de su creación y el primero en el caso de la República Dominicana. Específicamente, evaluamos el efecto de las transferencias para la asistencia escolar en la graduación del nivel medio de los hijos de hogares beneficiarios para el período 2005-2017. Los resultados obtenidos mediante estimadores no experimentales indican que estas transferencias han tenido un impacto económicamente significativo de cerca de 5% en promedio, con incrementos relativos de hasta 13% para los estudiantes beneficiarios con respecto a la media del grupo control. Los resultados señalan también que el impacto ha sido mayor en el área urbana con respecto al área rural y que incrementa con el tiempo de exposición al programa. Adicionalmente, las estimaciones son robustas a la elección del estimador, a ejercicios de robustez estándares, así como también a variaciones en la muestra de análisis.

Tabla de acrónimos

Acrónimo	Nombre Completo
ADESS	Administradora de Subsidios Sociales
BEEP	Bono Estudiantil Estudiando Progreso
CEP	Comer es Primero
EEPS	Encuesta de Evaluación de la Protección Social
ENCFT	Encuesta Nacional Continua de Fuerza de Trabajo
ICV	Índice de Calidad de Vida
IES	Incentivo a la Educación Superior
ILAE	Incentivo a la Asistencia Escolar
MINERD	Ministerio de Educación Recreación y Deporte
PPP	Progresando/Oportunidades/Prospera
PROSOLI	Progresando con Solidaridad
PTMC	Programa de Transferencias Monetarias Condicionadas
RAS	Red de Abastecimiento Social
SIUBEN	Sistema Único de Beneficiarios
PPNN	Pruebas Nacionales

1. Introducción

Hoy en día la literatura sobre los efectos en la matriculación y asistencia escolar de los Programas de Transferencias Monetarias Condicionas (PTMC) es abundante. Sin embargo, una de las preguntas más relevantes de política pública es si esta mayor matriculación y asistencia se convierten efectivamente en mayores años de escolaridad, pero, sobre todo, si se convierten en mayores niveles de educación aprobados. Precisamente, el objetivo principal de este trabajo es analizar el efecto del PTMC en la República Dominicana, Progresando Con Solidaridad, en la compleción de la educación Media de los hijos de los hogares beneficiarios.¹

Producto de la crisis económica tras la quiebra de tres importantes bancos en el año 2003, la tasa de pobreza general en la República Dominicana pasó de 32.4% en el 2002 a 49.5% en el 2004. Entre las medidas que adoptó el gobierno de turno para enfrentar esta situación fue la inclusión de las primeras familias al PTMC en octubre del 2004. Desde entonces, el PTMC se ha convertido en uno de los principales programas de protección social del gobierno dominicano con más de 800,000 hogares beneficiarios, equivalentes a casi el 28% de la población del país en la actualidad.

Además de las transferencias monetarias, la inclusión del hogar a PROSOLI conlleva acompañamiento socioeducativo y la vinculación de las familias con los programas y servicios comunitarios. Desde su concepción, los tres componentes principales que el programa pretende impactar son: educación, salud integral y nutrición. A partir del año 2012 se incluyen además los componentes de: medio ambiente, formación humana y conciencia ciudadana, identificación y tecnología.

1 Desde sus inicios hasta el año 2012 el nombre del PTMC fue SOLIDARIDAD.

Con respecto al componente educación, originalmente el programa contemplaba una misma transferencia: el Incentivo a la Asistencia Escolar (ILAE). Todos los hogares beneficiarios con hijos en edad escolar eran elegibles a dicha transferencia por los hijos que cursaban tanto el nivel básico como el nivel medio. Sin embargo, a partir de junio 2013, se crea el Bono Estudiantil Estudiando Progreso (BEEP), transferencia diseñada exclusivamente para los hijos beneficiarios en Media sustituyendo de esta forma al ILAE para los estudiantes en dicho nivel. El BEEP implicó un aumento considerable en la transferencia monetaria multiplicando por más de tres el monto del ILAE para los dos primeros años del nivel medio y por casi cinco para los dos últimos años.

Este mayor énfasis en el nivel medio no es fortuito. Aproximadamente uno de cada dos estudiantes varones en el sistema educativo público dominicano que termina la educación básica no completa la educación media a pesar de los importantes retornos privados de completar este nivel.²

Por un lado, las personas con educación media completa devengan un ingreso mensual alrededor de 26% mayor que aquellos que como máximo completaron el nivel básico y 9% mayor con relación a quienes tienen educación media incompleta. Además, la probabilidad de estar empleado en el primer grupo aumenta en alrededor de 13% con respecto a aquellos que como máximo completaron la educación básica y en 7% en comparación a aquellos con educación media incompleta.³ Por otro lado, controlando por el nivel de pobreza, las adolescentes que completan la educación media retrasan la edad a la que tienen su primer hijo en 1.8 años en promedio con respecto a

2 Cálculo del autor. Ver sección III.

3 Ver tablas A1 y A2 en el Anexo A.

sus pares que como máximo completaron la educación básica.⁴ Lo anterior es particularmente relevante en el caso de la República Dominicana, pues, a pesar del nivel de desarrollo alcanzado durante las últimas décadas, la tasa de fecundidad en las adolescentes entre 15 y 19 años es la más alta de la región, 22%, comparable a la de países con un Índice de Desarrollo Humano Bajo.⁵

Por todo lo anterior y tras casi quince años desde las primeras transferencias para la asistencia escolar, resulta pertinente analizar el impacto del PTMC en la compleción de Media.

Los efectos de corto plazo de los PTMC en variables educativas han sido estudiados a profundidad en la literatura. Fiszbein y Schady (2009) realizan una exhaustiva revisión de artículos que estudian los efectos de tales programas en variables educativas y no educativas, y resaltan que la mayor parte de la evidencia se concentra en un solo país: México. Parker y Petra (2017) hacen una detallada revisión de los trabajos que han estimado el impacto del PTMC en ese país, en particular, del programa Progresá/Oportunidades/Prospera (PPP). Los dos trabajos destacan que, dentro de la evaluación de efectos de los PTMC en la acumulación de capital humano, existe una relativa escasez de artículos enfocados en el largo plazo.

Tal escasez se explica en parte por la dificultad de seguimiento a participantes a través de los años y el procesamiento de variables de interés como la compleción de niveles educativos. Superando estas dificultades, Behrman, Parker, y Todd (2005) usan métodos de diferencias en diferencias para estudiar el efecto del programa PPP de México cinco años y medio después de su inicio, y encuentran una diferencia estadísticamente

4 Cálculos del autor a partir de la Encuesta de Salud 2013. Resultados disponibles a solicitud.

5 Informe de Desarrollo Humano del Programa de Naciones Unidas para República Dominicana (2017).

significativa de alrededor de 0.2 años adicionales de escolaridad entre el grupo que fue tratado por todo el período y el grupo control, tratado dieciocho meses después.

En un trabajo posterior, Behrman, Parker, y Todd (2011) analizan efectos del programa PPP en el mismo plazo que en su trabajo anterior, pero considerando exposiciones cortas, 1-2 años, y largas, 5-6 años. Las estimaciones correspondientes a exposición corta usan métodos de diferencias en diferencias y encuentran un aumento de alrededor de 0.2 años completados. Por otro lado, las estimaciones de exposición larga combinan métodos de *matching* y de diferencias en diferencias y encuentran un impacto cercano a un año adicional de estudios en promedio. Es decir, los autores encuentran evidencia que indica que los impactos en escolaridad son una función positiva del tiempo de exposición.

Dos trabajos recientes analizan los efectos del programa PPP a un mayor plazo. Kugler y Rojas (2018) estudian sus efectos hasta diecisiete años después de su aplicación. Los resultados indican que los jóvenes expuestos al programa por siete años experimentaron efectos positivos con relación a aquellos no expuestos: 3 años de escolaridad adicional, probabilidad de completar la secundaria 18 puntos porcentuales mayor y probabilidad de matricularse en la universidad 5 puntos porcentuales por encima. De su parte, Parker y Vogl (2018) aplican estimaciones de diferencias en diferencias para estudiar a jóvenes adultos que estaban en edad escolar cuando el programa inició. Los autores comparan a aquellos que lo recibieron antes de cumplir doce años de edad con aquellos que lo recibieron a la edad de quince años o después. Los resultados indican que el grupo con mayor exposición al programa completa en promedio cerca de 1.4 años adicionales de educación.

Fuera de México existen pocos trabajos que analizan los efectos de largo plazo de los PTMC. Araujo, Bosch, y Schady

(2016) usan el Diseño de Regresión Discontinua para estudiar un programa de transferencias incondicionales, aunque los beneficiarios creían que las mismas eran condicionales, en Ecuador. Sus resultados muestran que diez años después de iniciado el programa el efecto en la probabilidad de finalización de la escuela secundaria son pequeños: entre 1 y 2 puntos porcentuales.

Por otro lado, Barrera-Orsorio, Linden y Saavedra (2017) exploran los efectos de tres modalidades de PTMC asignadas aleatoriamente: transferencia condicional a matriculación, transferencia con ahorro obligatorio, y transferencia junto a incentivo por graduación de secundaria y matriculación en la universidad. Estos programas se enfocaron en adolescentes de escasos recursos en Colombia; las estimaciones encuentran que el programa con ahorro obligatorio es el que produce los mayores efectos de largo plazo -doce años luego del inicio del programa- y aumenta las tasas de matrícula en la universidad en 2.8% -base de 40%-.

Barham, Macours, y Maluccio (2017) utilizan información de un experimento controlado en Nicaragua y comparan hogares beneficiarios de transferencias monetarias condicionales tempranas y tardías. Las estimaciones corresponden a efectos luego de diez años de la aplicación del programa y muestran un efecto de programa de alrededor de 0.3 cursos adicionales.

En la República Dominicana se han estudiado los efectos de los PTMC principalmente en el corto plazo.⁶ Entre estas investigaciones destaca el trabajo de Reyes (2014), quien evalúa el

6 La mayoría de los trabajos anteriores para la República Dominicana comparten la misma fuente de datos: la Encuesta de Evaluación de la Protección Social (EEPS), diseñada exclusivamente con el propósito de evaluar el programa Solidaridad y levantada durante el 2010. La misma contó con información de 2,796 hogares —1,451 hogares beneficiarios y 1,345 hogares en el grupo control—. Los hogares en este último grupo fueron seleccionados en base a la similitud del

impacto de mediano plazo del ILAE -6 años después de su creación- usando métodos de *matching* y encuentra que, para el rango entre 6 y 16 años, la probabilidad de asistir siempre a clase aumenta en alrededor de 4%, mientras que la probabilidad de abandono se reduce en alrededor del 1%.^{7,8}

En este contexto, el presente trabajo contribuye al unirse a la bibliografía reducida, pero creciente, de investigación de los efectos de largo plazo de los programas de transferencias monetarias. En particular, es el primero en la República Dominicana que estudia efectos educativos de largo plazo de este tipo de transferencias y uno de los pocos en la literatura que se enfocan en los efectos de programa en la compleción de la educación media en los hijos de los hogares beneficiarios.

Una de las novedades principales del presente artículo consiste en la utilización de tres bases de datos administrativas. La primera es la base del Sistema Único de Beneficiarios (SIUBEN) que contiene información tanto de los hogares beneficiarios (antes de su inclusión al programa) como información de los hogares no beneficiarios. La segunda base proviene de la Administradora de Subsidios Sociales (ADESS) y contiene información histórica de transferencias por cédula del jefe de hogar. La última fuente de información corresponde a la base de Pruebas Nacionales (PPNN) del Ministerio de Educación. La unión entre las dos primeras bases se realizó de manera directa

Índice de Calidad de Vida (ICV) y dentro del mismo barrio de los hogares beneficiarios bajo la condición de que el jefe de hogar y su compañero no contaran con documento de identidad.

- 7 Lozano (2012) también estudia el impacto de ILAE usando estimaciones *probit* y *logit* y encuentra que el programa reduce la repitencia, pero, en contraste con Reyes (2014), aumenta el abandono escolar.
- 8 Fuera del ámbito educativo, trabajos que estudian el efecto de PTMC en la República Dominicana incluyen, Canavire y Vásquez (2012), que estudian su efecto sobre variables laborales; y Bretón (2012) que analiza el efecto sobre el consumo de alimentos.

mediante la cédula del jefe de hogar. Sin embargo, a falta de un código único, para buscar a los estudiantes entre los miembros de hogares beneficiarios y no beneficiarios implementamos un algoritmo de homologación que utiliza las variables en común entre las bases del SIUBEN y la base de PPNN: nombres, apellidos, sexo, edad y provincia.

Para estimar el efecto de las transferencias para la asistencia escolar en la graduación de Media usamos los métodos de *matching* y subclasificación o *blocking*, ambos ajustados por regresión. Los resultados indican que el efecto es positivo y alrededor de 5% en promedio para las adolescentes en las zonas urbana y rural y para los adolescentes en la zona urbana. El análisis a continuación también indica que el efecto es una función positiva del tiempo de exposición al PTMC. Los resultados son robustos a: la elección del método de estimación, al uso de diferentes submuestras y al análisis de sensibilidad del supuesto de identificación utilizado en el presente trabajo.⁹

La sección II resume las principales características del programa. La sección III describe el contenido de las bases de datos utilizadas y el algoritmo de homologación implementado para unir la base de educación y la base de hogares. La sección IV describe la estrategia empírica para analizar el efecto de programa y la muestra de análisis. La sección V presenta los resultados principales y examina la robustez de estos. La sección VI concluye con la discusión de resultados, las recomendaciones de política y sugiere posibles extensiones de este trabajo y algunas vías de investigación futura con respecto al PTMC en la República Dominicana.

9 Nuestros resultados son cualitativamente consistentes con la literatura existente, en particular, con los efectos de largo plazo de este tipo de programas. Ver, por ejemplo, Kugler y Rojas (2018) y Parker y Vogl (2018).

2. Descripción del programa

La crisis económica provocada por la quiebra de tres importantes bancos en el año 2003 no sólo implicó una caída del PIB de 1.3%, sino la interrupción de un período de más de una década de crecimiento sostenido en la República Dominicana.¹⁰ Para febrero 2004, la depreciación del peso dominicano y la inflación interanual alcanzaron 104% y 61.4% respectivamente.¹¹ Más allá, entre el año 2002 y el año 2004, la tasa de pobreza general pasó de 32.9% a 49.5%, mientras que la tasa de pobreza extrema pasó de 8.5% a 15.4% durante el mismo período.¹² Con el objetivo de reducir el impacto de la crisis en las familias más vulnerables, el gobierno de turno dio inicios en octubre del 2004 al PTMC SOLIDARIDAD con la transferencia para el apoyo alimenticio a las primeras 8,000 familias beneficiarias.

El objetivo general del PTMC es romper la transmisión intergeneracional de las causas que generan o arraigan la pobreza, a través de la inversión que los hogares pobres realizan en educación, salud y alimentación –componentes que dieron origen al programa–, y de la creación de capacidades y oportunidades para la vida y el trabajo, potenciando la acumulación de capital humano de los integrantes del núcleo familiar.¹³ A partir del año 2012 y tras la fusión de SOLIDARIDAD con el programa PROGRESANDO, se añaden además los componentes de: identificación, formación humana y conciencia ciudadana, generación de ingresos, habitabilidad y protección del medio ambiente, y acceso a las tecnologías de información y la comunicación

10 El crecimiento promedio del PIB fue de 5.7% durante el período 1992-2002.

11 <https://www.bancentral.gov.do/a/d/2533>.

12 Boletín de Estadísticas Oficiales de Pobreza Monetaria (mayo 2019).

13 Manual Operativo Programa de Transferencias Condicionadas Progresando con Solidaridad (2017).

y reducción de brecha digital. Desde ese año el PTMC pasa a llamarse Progresando con Solidaridad (PROSOLI).

La inclusión de los hogares al programa se fundamenta en la focalización de los hogares más pobres distribuidos geográficamente según el mapa de pobreza de la República Dominicana.¹⁴ Por su parte, el SIUBEN es la institución encargada de identificar y clasificar a las familias de acuerdo con el Índice de Calidad de Vida (ICV), índice de pobreza estructural diseñado exclusivamente para la implementación de PROSOLI. El ICV clasifica a las familias en la base del SIUBEN en cuatro grupos según su nivel de pobreza, desde ICV-I hasta ICV-IV. Los hogares priorizados por el programa son los clasificados dentro de los primeros dos grupos, ICV-I e ICV-II, con especial atención a las familias con madres embarazadas, niños de cero a cinco años e hijos en edad escolar, por las corresponsabilidades que implican para estos hogares.¹⁵

La implementación de PROSOLI conlleva tres procesos: las transferencias condicionadas, el acompañamiento socioeducativo a través de visitas domiciliarias y la vinculación de familias a los programas y servicios de sus comunidades. Las transferencias condicionadas son tres: Comer es Primero (CEP), ILAE y BEEP. La primera de estas transferencias está condicionada a la asistencia a los servicios de salud de acuerdo con el protocolo y el esquema establecidos en el reglamento de procedimientos del programa, con énfasis en los chequeos prenatales, post natales, programa de inmunización y exámenes rutinarios hasta los cinco años. Los hogares beneficiarios de CEP reciben RD\$ 825

14 <http://economia.gob.do/despacho/unidad-asesora-de-analisis-economico-y-social/atlas-pobreza-2010/>.

15 El punto de corte que separa los hogares clasificados como ICV-II e ICV-III es distinto entre la zona urbana y la zona rural.

(US\$ 16.3) mensuales para complementar la compra de alimentos en los establecimientos comerciales adscritos a la Red de Abastecimientos Social (RAS).^{16,17}

Adicionalmente, los hogares beneficiarios con miembros entre 5 y 21 años son elegibles a recibir el ILAE y el BEEP. Las condicionalidades para ambas transferencias son la inscripción y la asistencia escolar de un 80% o superior. La única transferencia para la asistencia escolar concebida en un inicio fue el ILAE, tanto para el nivel básico como medio, iniciando en diciembre del 2005. Sin embargo, a partir de junio del 2013 se crea el BEEP, diseñado exclusivamente para los estudiantes que cursan Media. De esta forma, los hogares beneficiarios cuyos hijos se gradúan del nivel básico y pasan al nivel medio son elegibles para el BEEP.¹⁸ Cabe señalar que desde el año 2015 se ha ido aplicando gradualmente la transición hacia una nueva división de los grados del nivel básico y medio: cada nivel contará con seis cursos o grados en lugar de ocho en el primero y cuatro en el segundo. El año escolar 2018-2019 fue el último

16 El medio de pago consiste en una tarjeta de débito donde son depositados mensualmente los montos correspondientes a cada transferencia en gavetas independientes. Esto implica que, por ejemplo, los montos transferidos por concepto de CEP sólo pueden ser utilizados en los establecimientos adscritos a la RAS y dentro del grupo de establecimientos autorizados para el expendio de alimentos.

17 La tasa de cambio utilizada en el presente trabajo corresponde al promedio de venta mensual de las entidades financieras a mayo del 2019 de RD\$ 50.57 por dólar estadounidense: <https://www.bancentral.gov.do/a/d/2538-mercado-cambiario>.

18 Desde su inicio hasta el año 2016, a diferencia del ILAE, el BEEP era financiado por el Ministerio de Educación, Recreación y Deporte (MINERD), quien transfería los recursos a PROSOLI. Para recibir el BEEP, el estudiante tiene que ser validado por el Sistema de Gestión Escolar de la República Dominicana (SIGERD). En caso de no poder ser validado por este último, el estudiante sigue recibiendo el ILAE siempre y cuando PROSOLI confirme su inscripción en el nivel medio y hasta tanto sea validado por el MINERD para recibir el BEEP.

año con cuarto de secundaria como último grado de este nivel, a partir del año escolar 2019-2020 este pasará a ser sexto de Media.

El cronograma de pagos de estas dos transferencias está dividido en cinco ciclos de dos meses al año, excluyendo pagos durante los meses de julio y agosto que corresponden a los meses de vacaciones. La tabla 1 a continuación muestra el esquema de pago según la transferencia bajo la división anterior de los niveles de Básica y Media que es la relevante para el período de análisis del presente trabajo:

Tabla 1. Montos recibidos por el ILAE

1. ILAE	
Hogares con:	Monto bimestral RD\$ (US\$)
Uno y dos estudiantes	600 (11.9)
Tres estudiantes	900 (17.8)
Cuatro o más estudiantes	1,200 (23.7)

Tabla 2. Montos recibidos por el BEEP

2. BEEP		
Tipo de Bachillerato	Curso	Monto bimestral por estudiante RD\$ (US\$)
Normal	Primero y segundo	1,000 (19.8)
	Tercero y cuarto	1,400 (27.7)
Técnico	Primero a cuarto	2,000 (39.5)

Como podemos observar en la tabla anterior, el BEEP significó un aumento considerable en el monto transferido a las familias con hijos en el nivel medio. Por ejemplo, mientras un

hogar con dos niños cursando Básica recibe por concepto de ILAE, RD\$ 300 (US\$ 5.9) mensuales, un hogar con dos hijos en el nivel medio puede recibir desde RD\$ 1,000 (US\$ 19.8) hasta RD\$ 2,000 (US\$ 39.5) cada mes dependiendo del grado que cursen los hijos y del formato de dicho nivel -normal o técnico-. En otras palabras, para el segundo hogar en nuestro ejemplo, el BEEP pudo haber representado un incremento de las transferencias para la asistencia escolar de 2.33 veces en el primer caso y de 5.7 en el segundo con respecto al primer hogar que sólo recibe el ILAE.

Además de las transferencias condicionadas existen otras transferencias no condicionadas. Este es el caso del Bonogas, del Bonoluz y del Suplemento Alimenticio para envejecientes. El Bonogas y el Bonoluz funcionan como subsidios focalizados para apoyar el gasto de los hogares en el gas licuado de petróleo utilizado en la preparación de los alimentos y el pago de la tarifa eléctrica, respectivamente. Mientras que el primero asciende a RD\$ 228 (US\$ 4.5) mensuales, el Bonoluz, en principio, depende del nivel de consumo eléctrico de los hogares y puede ascender hasta los RD\$ 444 (US\$ 8.8), equivalentes a 100 KWh de energía eléctrica al mes.¹⁹ Por otro lado, las familias con miembros de 65 años o más son elegibles para recibir el Suplemento Alimenticio para envejecientes que asciende a RD\$ 400 (US\$ 7.9) mensuales.

Por último, existe también el Incentivo a la Educación Superior (IES) implementado a partir del año 2008. Como su nombre lo indica, esta transferencia fue creada para apoyar la inscripción y asistencia a la educación universitaria y el monto

19 Al igual que en la mayoría de los países, la tarifa eléctrica residencial en la República Dominicana es escalonada. El primer tramo comprende los primeros 100 KWh de consumo a un precio de RD\$ 4.44 (US\$ 9 centavos) por KWh.

transferido mensualmente asciende a RD\$ 500 (US\$ 9.9). Debido a que nuestro objetivo principal es analizar los efectos en la graduación del nivel medio y a la baja incidencia del IES en la población beneficiaria en comparación a las demás transferencias -sólo 25,105 beneficiarios anuales en promedio durante el período 2008-2018- no analizamos el impacto de esta transferencia en el presente trabajo.²⁰

Según el Manual Operativo de PROSOLI, además del criterio espacial y del nivel de pobreza del hogar aproximado por el ICV, la ampliación de la cobertura de las diferentes transferencias responde también a la disponibilidad presupuestaria.²¹ Así, a la hora de extender la cobertura de una de las transferencias se priorizan los hogares que ya reciben algunas de las transferencias siempre y cuando cumplan con los criterios de elegibilidad en cada caso. Lo anterior implica que existen distintos niveles de tratamiento con respecto, primero, al número de transferencias recibidas por el hogar, y, por otro lado, en cuanto al tiempo de exposición de los hogares a las mismas.

Transcurridos casi quince años desde las primeras transferencias, PROSOLI se ha convertido en el principal programa de protección social en la República Dominicana. Durante el año 2018, 831,106 hogares recibieron CEP, equivalentes a poco más de 2.8 millones de personas aproximadamente o un 27.7% de la población del país.²²

3. Bases de datos

A diferencia de la mayoría de los trabajos anteriores, en el presente trabajo utilizamos tres bases de datos administrativas. La

20 La incidencia del IES en la muestra de análisis es de sólo 0.47%.

21 Ver criterios de priorización, págs. 13-14.

22 <https://www.adess.gob.do/subsidios-sociales/subsidios-depositados/>.

primera es la base de datos de la dirección de PPNN del Ministerio de Educación y comprende el período 2005-2017. Hasta el año escolar 2015-2016 y hasta el año escolar 2018-2019, los estudiantes del nivel básico y medio respectivamente, debían aprobar las pruebas administradas durante el último grado de cada nivel para ser promovidos –octavo curso en Básica y cuarto curso en Media, de acuerdo a la división anterior de estos dos niveles–.²³ Esta primera base cuenta con información de identificación del estudiante, el centro educativo, provincia, distrito escolar, notas de presentación de las asignaturas evaluadas, los resultados en cada asignatura evaluada, si el estudiante es aplazado o promovido, entre otras.²⁴

Esta base indica que durante el período 2005-2013 aprobaron las PPNN de Básica un total de 1,288,988 estudiantes. Al buscar a estos mismos estudiantes en la base de PPNN correspondiente a las pruebas de Media hasta el año 2017 encontramos un total de 735,568 estudiantes, lo que equivale a una tasa de graduación del nivel medio en el primer grupo de 57% durante este período. Mientras que la incidencia de Media en las

23 A partir del año escolar 2019-2020 sólo será administrada la prueba nacional de sexto de Media, último grado de secundaria bajo la nueva división de los niveles básico y medio.

24 Las asignaturas evaluadas en las PPNN son: Español, Matemáticas, Ciencias Sociales y Ciencias Naturales. La nota de presentación en cada asignatura corresponde a la nota final de dicha asignatura para octavo curso de Básica y al promedio de la asignatura durante los cuatro años de Media en el caso de este segundo nivel. Para ser promovido el estudiante debe aprobar las cuatro asignaturas. Por su parte, la aprobación de la asignatura requiere una nota final mayor o igual a 70 puntos sobre 100, donde, la nota final se obtiene como la suma de la nota de presentación (70 puntos) y la nota de la prueba nacional correspondiente (30 puntos).

adolescentes fue de 61%, la incidencia en el caso de los varones fue de 52.2%.^{25,26}

La segunda fuente de información es la ADESS. Esta institución es la encargada de depositar cada mes las transferencias a los hogares según la nómina de beneficiarios enviada por PROSOLI. Contamos con la historia de transferencias por cédula beneficiaria desde octubre 2004 a diciembre 2017. Durante este período fueron transferidos más de RD\$ 116 mil millones a más de 3.6 millones de cédulas beneficiarias. Esta base nos permite confirmar en qué momento el jefe de hogar beneficiario empieza a recibir las diferentes transferencias y el monto recibido por cada una.

La tercera fuente de información proviene del SIUBEN. Esta es la institución encargada de levantar la información de los hogares a partir del mapa de pobreza y determinar la elegibilidad de las familias según su nivel de ICV. Por lo tanto, esta base contiene las variables recogidas para el cálculo de este indicador, incluyendo: información sociodemográfica de los miembros del hogar, estructura física de la vivienda y acceso a servicios públicos, entre otras. Para este trabajo contamos con dos momentos en el tiempo de la base de datos del SIUBEN. Un primer corte contiene información de los hogares beneficiarios y no beneficiarios antes de que los primeros fueran incluidos al programa, constituyendo así nuestra línea base. Por otro lado, el cruce de la base de datos de PPNN y la base de datos del SIUBEN se realizó con un corte de fecha posterior.

25 Habría que ajustar las tasas anteriores por el porcentaje de estudiantes que aprueban Media luego de 5 años o más para los que aprobaron Básica en el 2013; por el porcentaje que aprueba Media luego de 6 años o más para los que tomaron Básica en el 2012 y así sucesivamente.

26 Para encontrar a los estudiantes que aprobaron Básica en la base de Media tomamos en cuenta posibles errores o cambios que pudieron haber ocurrido en el código que asigna la Dirección de PPNN a cada estudiante. Para más detalles ver el Anexo B.

El principal desafío del presente trabajo fue el cruce de la base de PPNN y la base del SIUBEN debido a la inexistencia de un identificador único común entre estas dos fuentes de información. Para buscar a los estudiantes de la primera base en la segunda desarrollamos un algoritmo de *matching* utilizando los campos de nombres y apellidos, edad y provincia. De manera resumida, el algoritmo asigna a cada estudiante en la base de PPNN al hijo del hogar en la base del SIUBEN con mayor *score* de acuerdo con la similitud de sus nombres y apellidos, siempre y cuando coincidan el sexo, las provincias en las dos bases y la diferencia de edad no sea mayor de tres en valor absoluto. Si en esta primera fase el algoritmo no encuentra en la misma provincia y dentro del rango de edad permitido un *match* que cumpla con el mínimo *score* establecido, en una segunda fase repite el proceso de búsqueda, pero sin restringir provincia.²⁷ Nuestras estimaciones principales se basan en la muestra ampliada pero también presentamos resultados excluyendo la parte de la muestra homologada sin considerar la provincia.

Debido a la alta incidencia de la falta de apellidos en los miembros hijos en el primer corte disponible de la base del SIUBEN, utilizamos un segundo corte correspondiente a los años 2011-2012 para el cruce con la base de PPNN. Luego de correr el algoritmo de *matching* entre las dos bases anteriores, recuperamos la información del hogar correspondiente en el primer corte del SIUBEN, o línea base, a través de la cédula del jefe de hogar. Nos quedamos sólo con los jefes de hogar en el

27 Este algoritmo fue desarrollado en Python utilizando la librería *FuzzyWuzzy*. El mismo está disponible a solicitud y en una página web a partir del mes de octubre.

segundo corte del SIUBEN que eran también jefes de hogar en la línea base.²⁸

El algoritmo trabajó con todos los estudiantes en la base de PPNN que tomaron la prueba de Básica durante el período 2005-2016 -1,786,763 individuos- y con todos los miembros hijos en nuestro segundo corte de la base del SIUBEN - 2,257,521 individuos-.²⁹ A partir de los criterios definidos para el *match*, el algoritmo identificó 946,992 mejores candidatos en la base del SIUBEN para igual número de estudiantes en la base de PPNN, correspondientes a 627,258 hogares distintos. Al buscar este mismo número de jefes de hogar en la línea base recuperamos información para 636,337 hijos, correspondientes a 410,238 hogares distintos en esta primera base. Como nuestra variable de resultado es la graduación en el nivel medio, para el presente trabajo sólo nos interesan aquellos estudiantes que tomaron la prueba de Básica antes del 2014, pues para estos había transcurrido el tiempo suficiente para presentar la prueba de Media hasta el año 2017, último año de PPNN en nuestra base. Así, del total de hijos emparejados en la línea base, 468,357 habían aprobado el nivel de Básica previo al año 2014 -equivalentes a un 73.6% del total de 636,337 hijos recuperados en la línea base-.

Adicionalmente, para analizar la calidad del resultado del *matching* entre las bases, realizamos varias validaciones visuales en muestras aleatorias. Aunque el algoritmo establece un mínimo del *matching score* para realizar el emparejamiento, establecimos a partir del proceso de validación anterior puntos de corte conservadores por encima de este mínimo con el objetivo de disminuir la probabilidad de falsos positivos -los detalles del

28 Esto supone que los hijos encontrados en el hogar del segundo corte pertenecían también al hogar de su jefe de hogar en el primer corte. La diferencia entre cortes es de 5 a 6 años para la mayoría de los hogares.

29 Además, se consideraron sólo los individuos nacidos en el período 1985-2005.

algoritmo se encuentran en el Anexo C-. El total de estudiantes encontrados en la línea base que habían aprobado el nivel de Básica antes del 2014 y cuyo *matching score* era igual o superior a los umbrales establecidos durante la validación visual del resultado asciende a 298,489 individuos en un total de 227,829 hogares distintos.

La tabla 3 a continuación muestra la distribución de observaciones del total anterior según el nivel de tratamiento, es decir, según las diferentes transferencias que su hogar ha recibido. Un 31% de las observaciones corresponden a no beneficiarios, mientras que un 12.3% a beneficiarios no condicionados, es decir, a aquellos cuyo hogar ha recibido sólo las transferencias correspondientes al Bonogas y/o al Bonoluz. Por otro lado, aquellos cuyo hogar ha recibido CEP y posiblemente otras transferencias a excepción de las transferencias para la asistencia escolar representan un 15% de la muestra (grupo CEP+). El resto de los beneficiarios se dividen en hogares que además de CEP y otras transferencias han recibido también el ILAE (grupo ILAE+), 16.4%, y aquellos cuyo hogar ha recibido tanto el ILAE como el BEEP (grupo ILAE-BEEP+), 25.4%.³⁰ Este último grupo representa el grupo con mayor intensidad de tratamiento en términos del monto recibido mensualmente.

30 El signo de + luego del acrónimo de la transferencia correspondiente se utiliza para enfatizar el hecho de que el hogar pudo haber recibido adicionalmente otras transferencias (e.g., Bonoluz, Bonogas y/o Suplemento Alimenticio).

Tabla 3. Distribución por grupo de transferencias
muestra de análisis

Grupo Transferencias	Freq.	%
No Beneficiarios	92,464	30.98
Beneficiarios No Condicionados	36,551	12.25
CEP+	44,646	14.96
ILAE+	48,896	16.38
ILAE-BEEP+	75,932	25.44
Total	298,489	100

4. Estrategia empírica y descripción de la muestra de análisis

Nuestro parámetro de interés es el efecto tratamiento promedio en los tratados o *ATT* (por sus siglas en inglés), en otras palabras, el objetivo de estimación es el efecto de la exposición a las transferencias para la asistencia escolar en la graduación de Media de los hijos de los hogares beneficiarios. Debido a que la inclusión a PROSOLI no es exógena, las estimaciones en este trabajo se basan en los estimadores de *matching* y *blocking* -este último conocido también como estimador de subclasificación o estratificación-, ambos ajustados por regresión.³¹ Estos dos

31 En principio, dado que la elegibilidad e inclusión de los hogares al programa son determinadas mediante el ICV, el contexto resulta propicio para analizar el efecto del programa alrededor del punto de corte mediante la metodología de Diseño de Regresión Discontinua. El primer paso en este caso consiste en analizar si existe discontinuidad en la densidad de la variable que determina la elegibilidad al programa (*running variable*) en el nivel de selección. Para realizar

estimadores pertenecen al grupo de estimadores doblemente robustos y su atractivo principal proviene del hecho de que la robustez del efecto estimado sólo requiere especificar correctamente el modelo de la variable de tratamiento o el modelo de la variable de resultado. Dada la disponibilidad de las variables que componen el ICV y, por tanto, determinan la elegibilidad del hogar al PROSOLI, esperaríamos beneficiarnos de la propiedad anterior mediante una mejor aproximación al modelo de la variable de tratamiento que al modelo de la variable de resultado.

Si bien presentan diferencias en su implementación, los estimadores anteriores comparten el mismo supuesto de identificación: el supuesto de *unconfoundedness*, conocido también en la literatura de evaluación como independencia condicional, exogeneidad, selección en observables o *ignorability*. Este supuesto establece que, condicional en las variables pretratamiento, los resultados potenciales son ortogonales a la variable de programa. Formalmente:

$$\{Y_{0i}, Y_{1i}\} \perp D_i | X_i$$

Donde Y_{0i} es el resultado potencial del individuo i en ausencia de tratamiento, Y_{1i} el resultado potencial del individuo i bajo tratamiento, D_i la variable de programa y X_i el vector de variables pretratamiento. Dado este supuesto, el sesgo de selección desaparece luego de condicionar por X_i , pudiendo obtener el efecto tratamiento en los tratados al iterar expectativas sobre X_i :

esta prueba usamos el método propuesto por McCrary (2008) y encontramos discontinuidades estadísticamente significativas en la densidad del ICV para diferentes especificaciones. Tales estimaciones invalidan el uso del Diseño de Regresión Discontinua para el presente trabajo. Estos resultados están disponibles a solicitud.

$$\begin{aligned}\delta_{ATT} &= E[Y_{1i} - Y_{0i}|D_i = 1] \\ &= E\{E[Y_{1i} - Y_{0i}|X_i, D_i = 1]|D_i = 1\} \\ &= E\{E[Y_{1i}|X_i, D_i = 1] - E[Y_{0i}|X_i, D_i = 1]|D_i = 1\}\end{aligned}\quad [1]$$

Aunque no conocemos $E[Y_{0i}|X_i, D_i = 1]$ -el contrafactual-, dado el supuesto de independencia condicional, se tiene que:

$$E[Y_{0i}|X_i, D_i = 0] = E[Y_{0i}|X_i, D_i = 1]$$

De esta forma,

$$\delta_{ATT} = E\{E[Y_{1i}|X_i, D_i = 1] - E[Y_{0i}|X_i, D_i = 0]|D_i = 1\} [2]$$

Por otro lado, el teorema del *propensity score* -Rosenbaum y Rubin (1983)- establece lo siguiente: si se cumple el supuesto de independencia condicional tal que $\{Y_{0i}, Y_{1i}\} \perp D_i | X_i$, entonces $\{Y_{0i}, Y_{1i}\} \perp D_i | p(X_i)$.³² Por lo tanto, equivalentemente a [2] tenemos que:

$$\begin{aligned}E[Y_{1i} - Y_{0i}|D_i = 1] &= E\{E[Y_{1i}|p(X_i), D_i = 1] - \\ &E[Y_{0i}|p(X_i), D_i = 0]|D_i = 1\}\end{aligned}\quad [3]$$

Lo anterior implica que se puede obtener el efecto tratamiento en los tratados al estratificar en una estimación de $p(X_i)$ sustituyendo los valores esperados por medias muestrales condicionales o al emparejar cada observación en el grupo tratamiento a observaciones en el grupo control con valores similares del *propensity score*. Por último, para identificar el efecto de programa se necesita además el supuesto de soporte

32 Para probar este teorema basta con demostrar que la probabilidad de tratamiento dado los resultados potenciales y el *propensity score* no depende de los primeros recurriendo a la ley de expectativas iteradas. Ver por ejemplo Angrist y Pischke (2009), pág. 81.

común o la condición de solapamiento: $0 < P(D_{i=1}|X_i) < 1$, para asegurar que las observaciones en el grupo tratamiento tengan observaciones cercanas con respecto al *propensity score* en el grupo control.

Entre los estimadores no experimentales empleados en la literatura de evaluación, Imbens y Rubin (2015) favorecen el uso de los estimadores combinados, específicamente, los estimadores de *matching* y de *blocking* utilizando el *propensity score* y aumentados por regresión. El fundamento de esta recomendación son las propiedades de robustez que surgen de la combinación de métodos que aseguran comparabilidad aproximada, ya sea a través del *blocking* o *matching*, con remoción de sesgo adicional e incremento de la precisión a través del ajuste en covariables (*e.g.*, regresión).³³

Previo a la estimación, se recomienda como primer paso, una fase de diseño donde se investigue el solapamiento entre las distribuciones de las variables observadas en el grupo control y el grupo tratamiento. Esta primera fase puede conllevar la construcción de una submuestra más apropiada para estimaciones de efectos causales en el sentido de estar mejor balanceada en términos de las distribuciones de los observables. Es muy importante que esta fase no involucre información de resultados, esto así para no contaminar el análisis con preferencias, conscientes o inconscientes, sobre resultados particulares.

Siguiendo la sugerencia anterior, la figura 1 más abajo muestra en rojo la distribución de la probabilidad condicional de

33 A pesar de las propiedades de reducción de sesgo de estos estimadores, el *propensity score* es sólo aproximadamente constante dentro de bloques en el caso del estimador de *blocking* y en el caso del *matching estimator* con *matching* imperfecto persistirán diferencias entre la observación en el grupo tratamiento y la observación en el grupo control, de aquí la importancia de reducir aún más el sesgo dentro de bloque o parejas mediante el uso de regresión.

tratamiento (*i.e.*, *propensity score*), para los hogares no beneficiarios y beneficiarios no condicionados —43% de la muestra de trabajo—, y en azul, la distribución del ICV para los hogares beneficiarios que habían recibido tanto ILAE como BEEP, además de CEP y algunas de las otras transferencias —el 25.4% de la muestra— para la zona urbana.³⁴ Es claro notar el poco solapamiento entre estas dos distribuciones, esto pudiera ser explicado por el esquema de focalización del programa. La figura 2 replica la misma gráfica para la zona rural. En esta última es más evidente la escasa intersección entre las distribuciones.

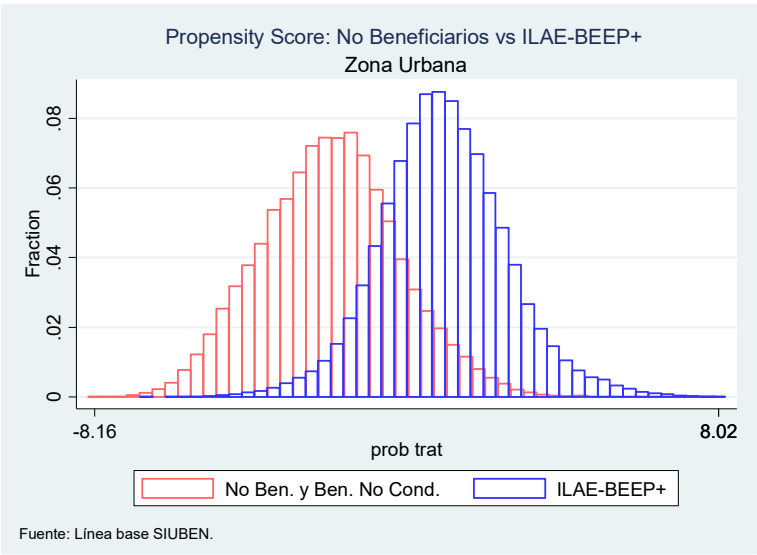
En principio, la disponibilidad de hijos en hogares beneficiarios y hogares no beneficiarios permitiría la estimación del impacto total de las transferencias para la asistencia escolar sobre la graduación de Media. Sin embargo, la evaluación del efecto utilizando los grupos de no beneficiarios y beneficiarios no condicionados como controles implicaría estimar un efecto local alrededor del centro de la distribución del ICV. Más importante aún, estaríamos descartando a los beneficiarios en los últimos deciles de la distribución donde la magnitud del efecto estimado podría ser mayor.

Por otro lado, las figuras 3 y 4 muestran la distribución de la probabilidad de tratamiento para los hogares que han recibido ambas transferencias para la asistencia escolar, el grupo ILAE-BEEP+, y para los hogares en el grupo CEP+. A diferencia de

34 Los gráficos son similares si sólo incluimos los no beneficiarios o los beneficiarios no condicionados, por lo que preferimos incluir estos dos grupos en la figura 1. Las observaciones por grupo de transferencias o nivel de tratamiento corresponden a la muestra en la tabla 3 de la sección anterior luego de estimado el *propensity score*. La variable graficada es el *propensity score* linearizado: $\ln[p\text{score}/(1-p\text{score})]$.

las anteriores, estas gráficas muestran un mayor nivel de solapamiento entre los grupos.³⁵

Figura 1.



35 Otra opción es analizar el solapamiento de las distribuciones del ICV entre los grupos tratamiento y control. Las figuras en el Anexo D grafican el ICV para los grupos comparados en las figuras 1-4.

Figura 2.

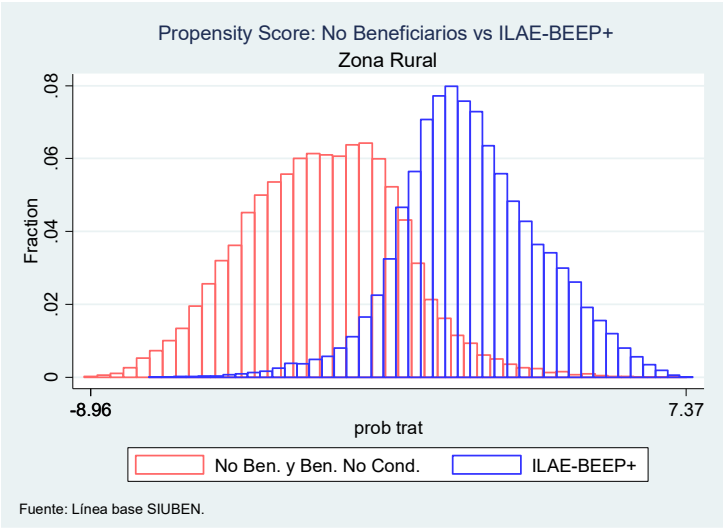


Figura 3.

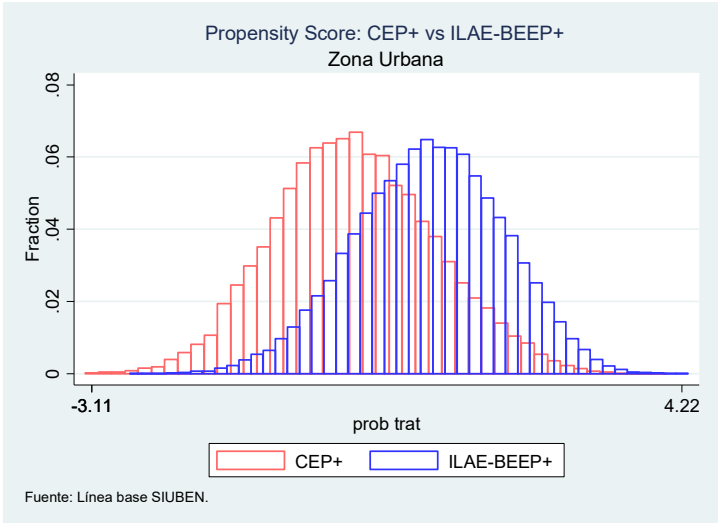
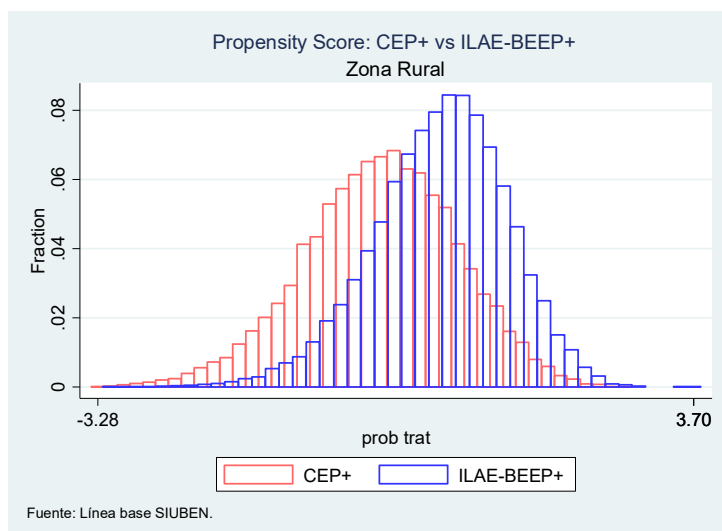


Figura 4.



Es a partir de la evidencia gráfica anterior que decidimos estimar el efecto tratamiento sobre los tratados utilizando como grupo control a los individuos en el grupo CEP+. Además, como nuestra variable de resultado es la graduación del nivel medio y reconociendo el incremento considerable que supuso la transferencia del BEEP para los hogares beneficiarios con hijos inscritos en dicho nivel, para el presente trabajo nos enfocamos como grupo tratamiento en los estudiantes cuyo hogar ha sido expuesto a ambas transferencias para la asistencia escolar: el grupo ILAE-BEEP+. De esta forma, el efecto estimado en la próxima sección debe ser interpretado como el impacto de la exposición a las transferencias para la asistencia escolar neto de cualquier otro efecto producto de las demás transferencias recibidas por el hogar y del acompañamiento familiar por parte de PROSOLI.

A pesar de la mayor intersección entre las distribuciones en las figuras 3 y 4, se puede apreciar también que la distribución

de color azul se encuentra desplazada hacia la derecha con respecto a la distribución de color rojo, lo que implica que los hogares en el grupo ILAE-BEEP+ son en promedio más pobres -mayor probabilidad de tratamiento- que los hogares en el grupo CEP+. Evidencia anecdótica sugiere que esto puede ser explicado por una mayor focalización incluso dentro de los hogares elegibles a las transferencias escolares al momento de iniciar el ILAE en el año 2005.

Continuando con el análisis de balance en covariables entre los grupos tratamiento y control y siguiendo una práctica común en la literatura, en lugar de utilizar las variables originales en el modelo de ICV, desagregamos la mayoría de las variables originales en variables dicotómicas según el número de categorías en las que se dividía la variable original, así, por ejemplo, la variable material de piso fue dividida en cinco variables dicotómicas: piso de cemento, piso de granito, piso de madera, piso de tierra o piso de otro material. Además de las variables originales en el modelo del ICV, analizamos la inclusión de otras que podrían incidir en la variable de resultado: presencia de cónyuge, nivel educativo del jefe de hogar, alfabetización del jefe de hogar, grupo de edad del jefe de hogar, tenencia de vehículo privado, actividad económica en el hogar y edad del hijo.³⁶

La tabla 4 a continuación presenta las diferencias de medias estandarizadas para los varones en el grupo CEP+ y en el grupo ILAE-BEEP+ de las variables de línea base que fueron incluidas en la estimación del *propensity score* -70 variables en total para la zona urbana y 63 para la zona rural-. Las columnas 2 y 4 presentan las diferencias en la muestra original mientras que las

36 La lista completa de las variables consideradas se encuentra en la tabla E1 del Anexo E.

columnas 3 y 5 presentan las diferencias en la muestra luego de realizado el *matching* en base al *propensity score*.³⁷

Se puede apreciar en la columna 2 de dicha tabla que los hogares en el grupo tratamiento en la zona urbana presentaban, por ejemplo, menor incidencia de: pared de concreto, techo de concreto, acceso a agua potable dentro de la casa e inodoro; al mismo tiempo que presentaban mayor hacinamiento y mayor proporción de niños menores a 6 años. Esto es coherente con un mayor nivel de pobreza o una mayor probabilidad de tratamiento como observáramos en las figuras 1 a la 4. No obstante, es importante resaltar que en sólo siete casos la diferencia es mayor a 0.2 en valor absoluto en la zona urbana y en cinco casos en la zona rural. Por otro lado, al analizar las diferencias en la muestra emparejada en base al *propensity score* observamos que sólo en cuatro casos la diferencia sobrepasa 0.03 en valor absoluto y nunca resulta mayor a 0.05.³⁸

En el caso de los hogares en la zona rural, además de diferencias en las variables anteriores se observan patrones típicos de esta zona: por ejemplo, el grupo tratamiento presenta menor uso de gas propano para cocinar, menor incidencia de tendido eléctrico, mayor incidencia de quema de basura y uso de carbón para cocinar, y menor tenencia de electrodomésticos en general -columna 4-. Al igual que en el caso anterior, es claro observar el balance logrado en la muestra homologada en base al *propensity score* -columna 5-.

El anexo E presenta las diferencias de medias estandarizadas para los seis bloques en que se dividió la submuestra de varones

37 Como estas diferencias son generadas a nivel de hogar, las diferencias resultan muy similares en el caso de las hembras.

38 No existe una regla general para valorar la magnitud de las diferencias en medias estandarizadas. No obstante, Imbens y Rubin (2015) consideran que los métodos de regresión no resultan adecuados para ajustar diferencias mayores a 0.25 en valor absoluto.

en la zona urbana y la de varones en la zona rural para estimar el efecto tratamiento mediante el estimador de *blocking*.³⁹ A modo de resumen, hay que destacar la reducción lograda en las diferencias entre el grupo tratamiento y el grupo control vía la estratificación a pesar de que la división de las observaciones en este caso es mucho menos granular que en el caso del emparejamiento uno a uno implementado en la comparación de la tabla 4. En el caso de los hogares en la zona urbana en sólo un caso de 429 variables comparadas a través de los seis bloques la diferencia resultó mayor a 0.2 y en sólo dos casos de 380 en la zona rural.

39 Una práctica común en la literatura es utilizar entre 6 y 8 bloques.

Tabla 4. Diferencias en medias estandarizadas grupo ILAE-BEEP+ vs. grupo CEP+

Variable	Zona Urbana - Varones		Zona Rural - Varones	
	Muestra completa	Muestra emparejada	Muestra completa	Muestra emparejada
Piso de cemento	-0.0184	-0.0111	-0.1062	-0.0207
Piso de granito	-0.0509	0.0137	-0.0604	-0.0013
Piso de madera	0.0093	-0.0066	0.0094	-0.0091
Piso de tierra	0.0547	0.0083	0.1224	0.0248
Pared de concreto	-0.1516	-0.0003	-0.1473	0.0400
Pared de madera	0.1173	0.0115	0.0469	-0.0001
Pared de palma	0.0691	-0.0241	0.1209	-0.0432
Techo de concreto	-0.1463	-0.0017	-0.1417	0.0216
Techo de zinc	0.1401	0.0015	0.0920	-0.0329
Techo de asbesto	-0.0040	-0.0175	-0.0053	0.0238
Techo de yagua	0.0229	0.0227	0.0501	0.0123
Hacinamiento	0.2361	-0.0012	0.1949	-0.0009
Acueducto-casa	-0.1863	0.0142	-0.1679	-0.0030
Acueducto-patio	0.1172	0.0022	0.0064	0.0299
Acueducto-llave	0.0385	-0.0122	0.0526	-0.0002
Río-manantial-arroyo	0.0155	-0.0023	0.1064	-0.0063
Lluvia-tanque-pozo	0.0233	-0.0004	0.0296	-0.0307
Agua-camión	0.0135	-0.0111	-0.0818	0.0026
Inodoro	-0.1861	0.0021	-0.2436	0.0131
Letrina	0.1632	-0.0017	0.1168	-0.0020
Tendido eléctrico	-0.0242	-0.0032	-0.1573	-0.0371
Planta-inversor	-0.0135	0.0128	-0.0373	0.0111
Lámpara	0.0428	-0.0045	0.1568	0.0258
Paneles solares	0.0068	0.0029	0.0805	0.0286
Basura-ayuntamiento	-0.1136	-0.0144	-0.2574	-0.0193
Basura-empres priv.	-0.0011	-0.0008	-0.0394	0.0161
Basura-queman	0.0838	0.0039	0.1870	0.0178
Basura-tiran	0.0730	0.0106	0.0633	-0.0100
Propano	-0.0717	0.0165	-0.1921	-0.0334
Carbón-leña	0.0835	-0.0159	0.2076	0.0312
Cocinar-electricidad	0.0014	0.0014	-0.0389	0.0266
No cocina	-0.0266	0.0152	-0.0493	0.0069
Casa independiente	-0.0101	-0.0153	0.0498	0.0161
Apartamento	-0.0585	0.0097	-0.0260	-0.0030
Pieza	0.0257	0.0111	-0.0500	-0.0174
Barracón	0.0074	0.0111	-0.0141	-0.0159

Tabla 4. Continuación

Variable	Zona Urbana - Varones		Zona Rural - Varones	
	Muestra completa	Muestra emparejada	Muestra completa	Muestra emparejada
Casa independiente	-0.0101	-0.0153	0.0498	0.0161
Apartamento	-0.0585	0.0097	-0.0260	-0.0030
Pieza	0.0257	0.0111	-0.0500	-0.0174
Barracón	0.0074	0.0111	-0.0141	-0.0159
Estufa	-0.0543	0.0244	-0.1842	-0.0240
Nevera	-0.0730	0.0144	-0.1893	-0.0035
Televisor	-0.0339	0.0210	-0.1275	0.0050
Lavadora	-0.0528	0.0082	-0.1417	-0.0207
Educación media hogar	-0.0942	0.0040	-0.0939	-0.0194
Prop. < 6 años (0 - 0.25]	-0.3668	-0.0076		
Prop. < 6 años (> 0.25)	0.2550	-0.0072		
Prop. trabaja (=0)	0.0445	-0.0032	-0.0153	-0.0465
Prop. trabaja (0 - 0.33]	-0.1302	-0.0324	-0.0654	-0.0020
Prop. trabaja 3 (0.33 - 0.75)	0.0677	0.0460	0.1075	0.0371
Prop. trabaja 4 (> 0.75)	-0.0391	-0.0354	-0.0804	0.0007
Sexo jefe de hogar	0.0717	0.0228		
Cónyuge	0.1697	0.0250	0.1955	0.0204
JdH: primaria incompleta	-0.0196	-0.0092	0.0261	0.0111
JdH: primaria completa	0.0175	0.0009	0.0134	0.0099
JdH: secundaria incompleta	0.0631	-0.0080		
JdH: secundaria completa	-0.1018	-0.0116	0.0165	-0.0258
JdH: universitaria incompleta	-0.0360	-0.0223	-0.0963	-0.0129
JdH: universitaria completa	-0.0391	-0.0094		
Jefe de hogar sabe leer	0.0003	0.0143	-0.0478	-0.0023
Edad jefe de hogar q1	0.1675	0.0129		
Edad jefe de hogar q2	-0.1040	-0.0171		
Edad jefe de hogar q3	-0.3127	0.0061	-0.0374	-0.0055
Edad jefe de hogar q4			-0.2155	-0.0102
Vehículo privado	-0.0099	-0.0029	-0.0632	-0.0082
Actividad económica en hogar	-0.0147	0.0036		
Edad hijo	-0.4290	0.0342	-0.3714	0.0370
Total observaciones	33,444	43,396	22,703	27,022

Una vez definida la muestra de análisis y evaluado el balance entre las distribuciones, estimamos el *propensity score* a través de una especificación *logit* para cada zona por separado, esto debido a las diferencias en las variables que entran en el modelo

del ICV y sus diferentes puntos de corte por zona.⁴⁰ En todas las estimaciones del presente trabajo descartamos las observaciones en ambos grupos por debajo del primer percentil del *propensity score* en el grupo tratamiento y las observaciones en ambos grupos por encima del último percentil en el grupo control, esto para garantizar el supuesto de soporte común.^{41, 42}

Por último, estimamos el *ATT* mediante los dos estimadores propuestos. En el caso del estimador de subclasificación o *blocking* ajustado por regresión, se divide la muestra en estratos o bloques según el nivel del *propensity score* para luego estimar [4] -donde B_i es una variable que indica si el individuo i pertenece al bloque j -. El efecto tratamiento al interior de cada bloque se estima mediante una regresión que incluye además de la variable de programa, el *propensity score* y todos los controles. Por último, el efecto global en [5] se computa como el promedio ponderado de los efectos estimados en cada bloque, donde la

40 Todas las variables construidas a partir de las variables originales en el modelo del ICV fueron incluidas en la estimación del *propensity score*. En el caso de las variables adicionales, fueron seleccionadas mediante el siguiente proceso iterativo sugerido por Imbens y Rubin (2015), págs. 285-288: la primera iteración añade a la estimación del *propensity score* además de las variables originales las variables adicionales una por una, incorporando la variable que mayor valor del *Likelihood Ratio* arroje en esta primera iteración a la próxima iteración, y así sucesivamente mientras el estadístico LR sea mayor a 1 para cualquiera de las variables restantes.

41 Es común encontrar recomendaciones y aplicaciones en la literatura donde se trabaja con muestras en el intervalo [0.05, 0.95] y [0.1., 0.9], especialmente, cuando se cuentan con muy pocas observaciones en los extremos o donde se utiliza el estimador de Horowitz-Thompson o *Inverse Probability Weighting*, evitando así las ponderaciones extremas.

42 Debido a la gran cantidad de términos de interacción posibles (> 2,000) resulta poco factible la selección sistemática de términos a incluir mediante un proceso iterativo como el explicado en la nota 9. Ante la posibilidad de elegir estos términos de manera arbitraria, preferimos no considerar su inclusión. En adición, como sólo una de las variables no es binaria la inclusión de términos cuadráticos resulta irrelevante en este caso.

ponderación es el porcentaje del grupo tratamiento que representa cada bloque.

$$\hat{\delta}^{ATT}(j) = \frac{\sum_{i:B_i(j)=1} Y_i \cdot D_i}{\sum_{i:B_i(j)=1} D_i} - \frac{\sum_{i:B_i(j)=1} Y_i \cdot (1-D_i)}{\sum_{i:B_i(j)=1} (1-D_i)} \quad [4]$$

$$\hat{\delta}_{strat}^{ATT} = \sum_{j=1}^J \frac{N_t(j)}{N_t} \cdot \hat{\delta}^{ATT}(j) \quad [5]$$

La varianza muestral del estimador anterior se obtiene de manera similar como el promedio ponderado de la varianza estimada al interior de cada bloque donde la ponderación es el porcentaje del grupo tratamiento en la muestra de cada bloque elevado al cuadrado. Estimamos entonces el error estándar del *ATT* del estimador de estratificación ajustado por regresión como la raíz cuadrada de:

$$\hat{V}(\hat{\delta}_{strat}^{ATT}) = \sum_{j=1}^J \left(\frac{N_t(j)}{N_t} \right)^2 \cdot \hat{V}(\hat{\delta}^{ATT}(j)) \quad [6]$$

Por otro lado, implementamos el estimador de *matching* en el *propensity score* ajustado por regresión mediante el comando *nnmatch* en Stata -Abadie et al. (2004)-. En este caso cada observación en el grupo tratamiento es emparejada con la observación más cercana en el grupo control en términos del *propensity score*, pero ajustando la diferencia en la variable de resultado por la discrepancia en observables mediante el análisis de regresión vía la opción *biasadjust* del comando anterior. El estimador global del efecto tratamiento en los tratados se obtiene como el promedio de las diferencias ajustadas.⁴³

43 Ver Abadie et al. (2004), págs. 298-304, para las fórmulas del estimador del *ATT* de *matching* ajustado por regresión y del estimador de su varianza.

5. Resultados

5.1. Resultados con la muestra completa y efectos heterogéneos

Las estimaciones en esta sección tienen como variable dependiente un indicador de graduación de educación Media y se basan en los estimadores de *pscore matching* ajustado por regresión (*ps match + reg*) y el estimador de subclasificación o *blocking* ajustado por regresión (*blocking + reg*). Debido a la diferencia en las variables que componen el ICV y sus diferentes puntos de corte de acuerdo con la zona de residencia, además de la brecha existente en el logro educativo entre varones y hembras, estimamos el *ATT* según la zona de residencia y el sexo por separado. Todas las estimaciones a continuación resultaron ser estadísticamente significativas al 1% de significancia al menos que se especifique lo contrario.

El panel A de la tabla 5 muestra los resultados para la muestra de análisis completa. En primer lugar, observamos que el efecto estimado de la exposición a ambas transferencias para la asistencia escolar incrementa en un 5.2% en promedio la graduación del nivel medio de los hijos de hogares beneficiarios con respecto al grupo control; siendo el efecto menor en el caso de los varones en el área rural, en torno al 3.3%, si promediamos ambas estimaciones. Es importante notar que el efecto estimado es robusto a la elección del estimador pues la magnitud del impacto es muy similar entre ambos estimadores para la muestra completa.

Adicionalmente al número de transferencias que puede recibir un hogar, una de las dimensiones más importantes en términos de la intensidad de tratamiento es el tiempo de exposición al programa. En este sentido, el panel B de la tabla 5

presenta las estimaciones del *ATT* considerando sólo los estudiantes que fueron incluidos a PROSOLI con anterioridad a las PPNN de Básica o durante el año en que tomaron estas pruebas -estos representan un 87% de los beneficiarios en nuestro grupo tratamiento-.⁴⁴ En este caso, el promedio del efecto estimado a través de los sexos y ambos estimadores es del 7% en el caso del área urbana y de 6.3% en el área rural, es decir, un promedio 34% y 56% mayor al promedio estimado en el panel A respectivamente. Cabe resaltar que el efecto estimado en el caso de los varones en el área rural incrementa en más de un 70% para cada estimador.

La última fila de la tabla 5 muestra la incidencia de graduación de Media en el grupo control. Las estimaciones anteriores indican que el impacto de las transferencias para la asistencia escolar representó un incremento relativo promedio en la compleción del nivel medio que oscila entre un 7.2% y un 10.7% en el caso de las jóvenes en la zona urbana y entre un 8.6% y un 13.1% en el caso de los jóvenes en esta zona, tomando como referencia el menor y mayor coeficiente estimado en cada caso. Mientras que, en el caso de la zona rural, el incremento relativo promedio en el caso de las adolescentes varía entre un 7.1% y un 10.9% y para sus pares del sexo masculino entre un 5.5% y un 11.4%.

Llama la atención no sólo el tamaño del impacto obtenido, sino también el hecho de que se trata de un efecto estimado de la exposición del hijo beneficiario a las transferencias y neto de las demás transferencias y acompañamiento socioeducativo comunes a ambos grupos, control y tratamiento. Lo anterior sugiere que el impacto de las transferencias pudiera ser aún mayor

44 Esto implica que tuvieron como mínimo cuatro años de exposición a las transferencias para los que completaron Media y fueron incluidos al programa en el mismo año de las pruebas de Básica.

si se contara con la información necesaria para vincular la transferencia al estudiante de manera individual.

Tabla 5. Estimación del *ATT* en la muestra completa y en beneficiarios con mayor tiempo de exposición

		Zona Urbana				Zona Rural			
		Hembras		Varones		Hembras		Varones	
		<i>ps match + reg</i>	<i>blocking + reg</i>	<i>ps match + reg</i>	<i>blocking + reg</i>	<i>ps match + reg</i>	<i>blocking + reg</i>	<i>ps match + reg</i>	<i>blocking + reg</i>
A. Muestra de análisis completa	Coef.	0.0629	0.0492	0.0486	0.0514	0.0507	0.0495	0.0361	0.0300
	s.e.	0.0089	0.0067	0.0087	0.0069	0.0099	0.0075	0.0102	0.0078
	Obs. T=0	11,129	11,166	11,733	11,745	8,323	8,310	9,173	9,195
	Obs. T=1	22,578	22,608	21,829	21,698	13,402	13,404	13,504	13,545
B. Excluyendo estudiantes incluidos después del examen de Básica	Coef.	0.0732	0.0641	0.0713	0.0735	0.0755	0.0580	0.0622	0.0561
	s.e.	0.0111	0.0089	0.0118	0.0090	0.0122	0.0093	0.0119	0.0094
	Obs. T=0	4,903	4,906	5,333	5,332	4,405	4,388	4,837	4,833
	Obs. T=1	19,949	19,938	19,213	19,220	11,848	11,870	12,015	11,944
Media en Grupo Control		0.687		0.559		0.692		0.544	

Notas: Las columnas 3-10 presentan el *ATT* estimado según la zona de residencia del hogar en la base del SIUBEN y del sexo del estudiante o hijo. La variable dependiente es una variable dicotómica igual a 1 si el estudiante aprobó el nivel de Media. La primera fila de cada panel presenta el coeficiente estimado seguido debajo por el error estándar en cada caso. Las filas 3 y 4 contienen las observaciones en el grupo control y tratamiento en cada submuestra respectivamente. El estimador de *matching* más regresión se implementó mediante el comando *nnmatch* y su opción *biswasj* en stata con un *match* para cada observación en el grupo tratamiento y errores robustos. En el caso del estimador de *blocking*, se dividió la muestra en 6 bloques según el nivel de *pscore*: estimado en el grupo tratamiento y se estimó el *ATT* dentro de cada bloque a través de una regresión que incluye además de las variable de programa, el *pscore* y todas las variables pretratamiento consideradas en la estimación de este último, con errores robustos.

5.2. Pruebas de robustez

En esta subsección presentamos dos tipos de ejercicios de robustez. Los primeros corresponden a ejercicios específicos al contexto y a las bases de datos utilizadas en el presente trabajo y los segundos conciernen al análisis de sensibilidad del supuesto de *unconfoundedness*.

Primero, debemos considerar los posibles efectos sobre la graduación en Media de la Jornada o Tanda Extendida (TE). En el año 2012 inicia el programa de TE del MINERD con la inclusión de las primeras 21 escuelas; para el año escolar 2016-2017, último año en nuestra muestra, había 3,973 escuelas bajo este formato.⁴⁵ Como su nombre lo indica, la principal característica de este programa es la extensión de la jornada escolar a ocho horas diarias en lugar de cinco, y añade al programa de desayuno escolar: merienda y almuerzo.

45 Memoria 2017, MINERD.

El panel A de la tabla 6 no considera a los estudiantes cuyo centro educativo fue incorporado al programa de TE, estos representan un 13.1% de la muestra de análisis –mientras que en el grupo CEP+ la incidencia de TE es de un 8.9%, en el grupo ILAE-BEEP+ es de un 15.6%–. Asumiendo que la TE tiene un efecto positivo sobre la graduación en Media, su mayor incidencia en nuestro grupo tratamiento sugeriría que el efecto estimado en la tabla 5 estaba sobreestimado.⁴⁶ Resulta interesante observar que la magnitud del efecto sigue siendo similar y no es sistemáticamente mayor o menor que la estimada utilizando la muestra completa, no obstante, el efecto estimado para los varones en la zona rural sí es menor y ya no es estadísticamente significativo bajo niveles de significancia estándar.

Por otro lado, como explicáramos en la sección anterior y de forma detallada en el Anexo C, el algoritmo de homologación de la base del SIUBEN y PPNN se divide en dos fases cuya principal diferencia es que la primera fase considera la provincia y la segunda fase no la considera. La segunda diferencia es que elevamos el punto de corte del *score* de *match* en la segunda fase para disminuir la probabilidad de falsos positivos al no considerarse provincia. En adición, contemplamos la existencia de errores en el código de identificación al buscar a los estudiantes del nivel básico en el nivel medio en la base de PPNN.

Resulta natural suponer que la ocurrencia de los dos casos anteriores es ortogonal al tratamiento, en todo caso, no deberían estar correlacionados una vez controlemos por observables: nivel de pobreza, por ejemplo. Pero, por otro lado, en caso de existir una correlación, el grupo control y el grupo tratamiento no necesariamente presentan balance con respecto a estos casos

46 Esta mayor incidencia pudiera ser explicada en parte a que los planteles con la modalidad de bachillerato técnico han sido incluidos al programa de TE y que este formato otorga una mayor transferencia al hogar por concepto de BEEP que la modalidad general como explicáramos en la sección II.

pues no son variables pretratamiento, y por ende, no son consideradas durante la estimación del *propensity score*. Por lo anterior, resulta pertinente obtener las estimaciones del efecto de las transferencias sin considerar dichas observaciones.

El panel B de la tabla 6 excluye de la muestra de análisis a los estudiantes que fueron encontrados en la segunda fase del algoritmo de homologación de las bases de datos de PPNN y del SIUBEN –estos representan un 21.1% de las observaciones en la base de análisis y la incidencia es de un 23.8% y 19.4% en el grupo control y en el grupo tratamiento respectivamente–. Al comparar los resultados en este panel con los de la tabla 5 podemos ver que los coeficientes estimados se mantienen muy cercanos al promedio estimado anterior en todos los casos, a excepción de los varones en la zona rural, donde incrementan ligeramente hasta casi 4% en promedio.

Por su parte, el panel C muestra los resultados obtenidos al descartar a los estudiantes en la base de PPNN que presentan un cambio u error en el código de identificación del estudiante. La incidencia de estos casos es de un 5.4% en el grupo tratamiento y de un 6.9% en el grupo control, en la muestra de análisis es de un 6% en total. En esta ocasión, los coeficientes aumentaron ligeramente en casi todos los casos con respecto a los resultados con la muestra completa a excepción del correspondiente a los varones en el área rural.

Tabla 6. Análisis de robustez: estimación del *ATT* a través de diferentes submuestras

Muestra		Zona Urbana				Zona Rural			
		Hembras		Varones		Hembras		Varones	
		PS match + CA	Blocking + CA	PS match + CA	Blocking + CA	PS match + CA	Blocking + CA	PS match + CA	Blocking + CA
A. Excluyendo estudiantes en Tanda Extendida	Coef.	0.0572	0.0481	0.0535	0.0449	0.0626	0.0575	0.0155	0.0190
	s.e.	0.0097	0.0074	0.0097	0.0073	0.0112	0.0085	0.0108 ^a	0.0083 ^a
	Obs. T=0	10,025	10,114	10,966	10,935	7,370	7,354	8,475	8,493
	Obs. T=1	18,580	18,590	19,223	19,247	10,694	10,707	11,633	11,665
B. Excluyendo estudiantes que no coinciden en provincia	Coef.	0.0494	0.0563	0.0499	0.0518	0.0500	0.0493	0.0395	0.0429
	s.e.	0.0099	0.0075	0.0104	0.0079	0.0115	0.0089	0.0118	0.0094
	Obs. T=0	8,889	8,869	9,182	9,144	5,962	5,977	6,458	6,481
	Obs. T=1	18,883	18,822	17,888	17,953	10,207	10,155	10,080	10,069
C. Excluyendo estudiantes con cambios en el id de PPN	Coef.	0.0626	0.0537	0.0662	0.0538	0.0628	0.0530	0.0304	0.0288
	s.e.	0.0091	0.0070	0.0094	0.0071	0.0106	0.0078	0.0105	0.0080
	Obs. T=0	10,234	10,298	10,970	10,980	7,693	7,708	8,685	8,649
	Obs. T=1	21,231	21,236	20,714	20,671	12,691	12,664	12,919	12,892

Notas: Las columnas 3-10 presentan el *ATT* estimado según la zona de residencia del hogar en la base del SIUBEN y del sexo del estudiante o hijo. La variable dependiente es una variable dicotómica igual a 1 si el estudiante aprobó el nivel de Media. La primera fila de cada panel presenta el coeficiente estimado seguido debajo por el error estándar en cada caso. Las filas 3 y 4 contienen las observaciones en el grupo control y tratamiento en cada submuestra respectivamente. El estimador de *matching* más regresión se implementó mediante el comando *nnmatch* y su opción *biasadj* en Stata con un *match* para cada observación en el grupo tratamiento y errores robustos. En el caso del estimador de *blocking*, se dividió la muestra en 6 bloques según el nivel de *pscore* estimado en el grupo tratamiento y se estimó el *ATT* dentro cada bloque a través de una regresión que incluye además de las variable de programa, el *pscore* y todas las variables pretratamiento consideradas en la estimación de este último con errores robustos. ^aNo estadísticamente significativos.

Dado que el supuesto de independencia condicional no puede probarse formalmente, la literatura de evaluación de impacto sugiere someter la robustez de las estimaciones principales a varios tipos de pruebas. Dos de los test más empleados consisten en estimar el efecto tratamiento en variables que sabemos no debieron ser afectadas por el tratamiento -*pseudo outcomes*- y estimar el efecto tratamiento utilizando como grupo tratamiento a un grupo que no debió ser afectado por el programa, o afectado, pero en menor medida que el grupo de tratamiento principal -*pseudo treatment*-.

Otro ejercicio de sensibilidad propio de la estimación bajo *unconfoundedness* consiste en analizar el efecto de programa utilizando un subconjunto de las variables pretratamiento -*subset unconfoundedness*-, la intuición de esta prueba es que si el supuesto se cumpliera al controlar por un menor número de observables resulta más plausible que también se cumpla al considerar un mayor número de observables. En la práctica, si se obtienen estimaciones similares con un subconjunto de las

variables originalmente consideradas, esto representaría evidencia a favor del supuesto de identificación.⁴⁷ Como no contamos con variables idóneas para llevar a cabo el primer tipo de prueba nos concentramos a continuación en el segundo y tercer tipo.

La tabla 7 a continuación muestra en el panel A los resultados obtenidos mediante el estimador de *pscore matching* más regresión utilizando como grupo de *pseudo* tratamiento al grupo CEP+, nuestro grupo control original, y como grupo control a los no beneficiarios y beneficiarios no condicionados.⁴⁸ Si bien los primeros han recibido CEP y algunas de las demás transferencias no han sido expuestos ni al ILAE ni al BEEP, de tal modo, que esperaríamos encontrar un efecto de programa menor o no estadísticamente diferente de cero en la graduación de Media de los hijos beneficiarios. Como podemos ver, solamente en el caso de los varones en la zona urbana estimamos un efecto significativo de 1.8%, muy por debajo de la menor magnitud estimada en la columna 5 de las tablas 5 y 6. En los demás casos el efecto es estadísticamente igual a cero.

Por último, el panel B presenta los resultados al descartar parte de las variables incluidas en la estimación del *propensity score*. En este caso, no consideramos las variables correspondientes al material de techo, tipo de alumbrado, combustible para cocinar y todas aquellas que no eran parte de las originalmente consideradas en el modelo del ICV -un total de 27 variables para la zona urbana y 24 variables para la zona rural, equivalentes a más de una tercera parte del total de controles en cada caso-. Comparando los coeficientes estimados en esta

47 En principio, es posible que se cumpla el supuesto más restrictivo de *subset unconfoundedness* y no el de *unconfoundedness*. Sin embargo, esto es poco probable en la práctica si se cuenta con variables que son cualitativamente similares en el grupo original y en el subconjunto obtenido a partir de estas.

48 Para apreciar el grado de solapamiento entre las distribuciones del *propensity score* de estos grupos ver el Anexo G.

tabla con los correspondientes del panel A en la tabla 5, vemos que en todos los casos se mantienen prácticamente invariables, a excepción del coeficiente estimado para los varones en la zona urbana.

Además de las estimaciones ser robustas a los diferentes ejercicios presentados en esta sección, un argumento a favor de la identificación de un efecto causal en este caso es que el tratamiento es a nivel del hogar y no del individuo. Por lo tanto, variables no observables a nivel del estudiante o hijo beneficiario que pudieran estar correlacionadas con la variable de tratamiento y por tanto sesgar el efecto estimado no debería ser un tema de preocupación en este contexto.

Tabla 7. Continuación de las pruebas robustez: análisis de sensibilidad del supuesto de *unconfoundedness*

Muestra		Zona Urbana		Zona Rural	
		Hembras	Varones	Hembras	Varones
		ps match + reg	ps match + reg	ps match + reg	ps match + reg
A. Pseudo tratamiento	Coef.	0.0049	0.0184**	0.0009	0.0064
	s.e.	0.0079	0.0082	0.0108	0.0115
	Obs. T=0	35,595	37,223	19,351	20,628
	Obs. T=1	11,288	11,572	7,917	8,477
B. Set <i>Unconfoundedness</i>	Coef.	0.0638***	0.0393***	0.0487***	0.0359***
	s.e.	0.0086	0.0086	0.0096	0.0100
	Obs. T=0	11,306	11,955	8,404	9,394
	Obs. T=1	22,871	22,158	13,594	13,572

Notas: Las columnas 3-6 presentan el *ATT* estimado según la zona de residencia del hogar en la base del SIUBEN y del sexo del estudiante o hijo para el estimador de *psmatch* ajustado por regresión. La variable dependiente es una variable dicotómica igual a 1 si el estudiante aprobó el nivel de Media. La primera fila de cada panel presenta el coeficiente estimado seguido debajo por el error estándar en cada caso. Las filas 3 y 4 contienen las observaciones en el grupo control y tratamiento en cada submuestra respectivamente. El estimador de *matching* más regresión se implementó mediante el comando *nnmatch* y su opción *biasadj* en Stata con un match para cada observación en el grupo tratamiento y errores robustos. 0.01 - ***, 0.05 - **, 0.1 - *.

6. Conclusiones

Los resultados indican que las transferencias escolares para la asistencia escolar de Progresando con Solidaridad han tenido un impacto económico importante en la graduación de Media de los hijos de los hogares beneficiarios en la República Dominicana. El efecto estimado de la exposición a las dos transferencias para la asistencia escolar a través de las diferentes submuestras es de alrededor de un 5% en promedio, llegando a sobrepasar el 7% para aquellos con mayor tiempo de exposición al Programa. Estos efectos se traducen en incrementos relativos de hasta un 13.1% en la tasa de compleción del nivel medio con respecto al grupo control: aquellos estudiantes pertenecientes a un hogar beneficiario que no ha recibido transferencias para la asistencia escolar. En adición, los resultados son coherentes a través de los dos estimadores empleados y de las diferentes submuestras utilizadas.

Este trabajo contribuye a la literatura al ser uno de los pocos que evalúa el efecto de los PTMC en el largo plazo y el primero para el caso del PTMC en la República Dominicana. Otra de las contribuciones fue la unión de tres grandes bases de datos administrativas lo que nos permite evitar problemas relacionados al desgaste o falta de soporte común frecuentes en trabajos anteriores.

Entre las limitaciones del presente trabajo se encuentra el contar con la información de beneficios sólo al nivel del jefe de hogar y no del estudiante. Según conversaciones con los administradores del programa esta vinculación de la información beneficio-estudiante es un proceso relativamente reciente. La pregunta más relevante en este caso es si la disponibilidad de dicha información incrementaría o no la magnitud del efecto

estimado: una hipótesis es que, si encontramos efectos con información de beneficios a nivel de hogar, los efectos estimados con información a nivel de estudiante o hijo deberían ser por lo menos similares o mayores a los anteriores.⁴⁹

Una pregunta todavía en discusión con respecto a los PTMC es la relacionada al rol de las corresponsabilidades en el impacto de este tipo de programas. Evidencia anecdótica sugiere que PROSOLI ha fortalecido en los últimos años el proceso de verificación de la matriculación de los hijos de los hogares beneficiarios, sin embargo, la verificación de la asistencia sigue siendo un desafío. Por otro lado, el MINERD trabaja desde hace varios años en la difusión y mejora del Sistema de Gestión de la Educación de la República Dominicana (SIGERD), un sistema integrado cuyo objetivo es centralizar la información generada por los centros educativos, pero todavía no cuenta con cobertura total. Asumiendo que la verificación de las corresponsabilidades impacta de manera positiva la matriculación y la asistencia, se podría sugerir que los efectos estimados en el presente trabajo son conservadores.

La educación ha sido el principal tema en la agenda de política pública en los últimos años en la República Dominicana. Este interés cobró fuerzas tras el aumento considerable de la asignación presupuestal para el sector educativo público a partir del año 2012 y el debate generado sobre el destino de estos fondos. En primer lugar, se le dio prioridad a la construcción de centros y a la reparación de escuelas en mal estado. Luego de seis años, el stock de capital físico del sector público educativo

49 La disponibilidad de esta información permitiría también asegurar de que trabajamos con el mismo hogar del hijo o estudiante en los dos cortes del SIUBEN utilizados. En el presente trabajo se asumió que el hijo pertenecía al mismo hogar en los dos cortes tomando como base el mismo jefe de hogar.

se ha incrementado con creces y la discusión de política en materia educativa ha ido transitando hacia cómo mejorar las habilidades y aptitudes de los maestros, léase, hacia la mejora de la calidad de la oferta del capital humano. Estas iniciativas deberían ir acompañadas por intervenciones de demanda en general, pero sobre todo de intervenciones focalizadas que incentiven la matriculación y la graduación en el nivel Medio para la población más vulnerable.

En este sentido, los resultados de este trabajo podrían servir de base para la discusión sobre el rediseño de las transferencias para la asistencia escolar: dada la alta tasa de matriculación en la educación básica alcanzada en los últimos años, se debería focalizar la transferencia para la asistencia escolar en los estudiantes que cursen Media exclusivamente, pudiendo también modificar las condicionalidades para extender el impacto más allá de este nivel educativo y en otras variables de resultado como sugieren algunos de los trabajos anteriores.

La graduación del nivel medio es el prerrequisito para acceder a la educación universitaria y poder cosechar los mayores retornos privados de la educación formal. Por ende, una extensión natural del presente trabajo sería analizar los efectos del programa en matriculación y compleción de la educación universitaria de los hijos de los hogares beneficiarios y los efectos sobre los ingresos y la participación en el mercado laboral. Esta continuación contribuiría a aumentar el acervo de evidencia de largo plazo de los PTMC y a contestar si este tipo de programas contribuye a romper la transmisión intergeneracional de la pobreza, su fin último.

Dado el tamaño de la base de datos, otra extensión relevante podría ser la aplicación de algoritmos recientes de *Machine Learning* en la evaluación de impacto de políticas públicas. Entre los trabajos relacionados destacan Athey et al. (2016) y Athey e Imbens (2016). El primero propone un método similar a

los estimadores doblemente robustos como los empleados en el presente trabajo, pero donde las ponderaciones son diseñadas para lograr balance entre el grupo control y el grupo tratamiento. Por otro lado, el segundo artículo se enfoca en la estimación de efectos heterogéneos mediante una regla que optimiza la división del espacio de las variables de control en particiones que revelen heterogeneidad del efecto tratamiento. En el primer caso se añadiría robustez a los resultados mediante una estrategia de estimación diferente y en el segundo se pudieran obtener conclusiones relevantes para el rediseño de las transferencias. Adicionalmente, se deberían explorar especificaciones más flexibles del *propensity score* que las consideradas en este análisis mediante el uso de Árboles de Clasificación y Regresión -*CART*, por sus siglas en inglés-.

Por último, la estimación del efecto de las transferencias para la asistencia escolar debería servir como *input* para un análisis costo-beneficio de programa que se extiende más allá del alcance del presente trabajo.

7. Bibliografía

Abadie, D., Dukker, J.L. Herr e Imbens, G.W. (2014). “Implementing matching estimators for average treatment effects in Stata.” *The Stata Journal*, 4 (3), 290-311.

Araujo, C., M. Bosch y Schady, N. (2016). “Can cash transfers help households escape an intergenerational poverty trap?” *NBER Working Paper* No. 22670.

Athey, S. y Imbens, G. (2016). “Recursive partitioning for heterogeneous causal effects.” *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 113(27), 7353-7360.

Athey, S., Imbens, G.W. y Wager, S. (2018). “Approximate residual balancing: debiased inference of average treatment effects in high dimensions.” *Journal of the Royal Statistical Society-Series B*, 80(4), 597-623.

Barrera-Osorio, F., Linden, L.L. y Saavedra, J. (2017). “Medium- and Long-term Educational Consequences of Alternative Conditional Cash Transfer Designs: Experimental Evidence from Colombia.” *NBER Working Paper* 23275.

Barham, T., Macours, K. y Maluccio, J.A. (2017). “Are Conditional Cash Transfers Fulfilling Their Promise? Schooling, Learning, and Earnings after 10 Years.” *CEPR Discussion Paper* No. DP11937.

Behrman, J.R., Parker, S.W y Todd, P.E. (2005). “Long-Term Impacts of the Oportunidades Conditional Cash Transfer Program on Rural Youth in Mexico.” *Discussion Paper* 122, Ibero-America Institute for Economic Research, Göttingen, Germany.

Behrman, J.R., Parker, S.W. y Todd, P.E. (2011). “Do conditional cash transfers for schooling generate lasting benefits? A five-year follow-up of PROGRESA/Oportunidades.” *Journal of Human Resources*, 46(1), 93-122.

Behrman, J.R. (2010). "Investment in education—Inputs and Incentives." In *Handbook of development economics*, 5, 4883-4975. Elsevier.

Bretón, M. (2012). "The impact of a Conditional Cash Transfers Program on Consumption and the Food Share in the Dominican Republic." *Universidad Carlos III de Madrid. Tesis no Publicada*.

Canavire, G. y Vásquez, H. (2012). "Impacto del Programa Solidaridad en el Mercado Laboral de la República Dominicana." Documento de trabajo.

Fiszbein, A., Schady, N., Ferreira, F., Grosh, M., Keleher, N., Olinto y P., Skoufias, E. (2009). "Conditional Cash Transfers: Reducing Present and Future Poverty." World Bank Policy Research Report. Washington, DC: World Bank.

Glewwe, P., y Kremer, M. (2006). "Schools, teachers, and education outcomes in developing countries." *Handbook of the Economics of Education*, 2, 945-1017.

G. Imbens y D.R. Rubin (2015). "Causal Inference for Statistics, Social and Biomedical Sciences: An Introduction." Cambridge University Press, New York, NY.

Kugler, A. D., y Rojas, I. (2018). "Do CCTs Improve Employment and Earnings in the Very Long-Term? Evidence from Mexico" (No. w24248). National Bureau of Economic Research.

Lozano, M. (2012). "Los Determinantes de la Deserción y Repitencia Escolar de los Hogares en Condiciones de Pobreza: Evidencia de la Encuesta de Evaluación de la Protección Social 2010." Tesis no Publicada. Universidad Católica de Santo Domingo, República Dominicana.

McCrary, J. (2008). "Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: A density test." *Journal of econometrics*, 142(2), 698-714.

Ministerio de Economía, Planificación y Desarrollo de la República Dominicana. (2019). “Boletín de Estadísticas Oficiales de Pobreza Monetaria.” Año 4. No. 6. *Boletín Anual*. ISSN 2415-0312.

Ministerio de Educación de la República Dominicana. (2018). “Anuario de Indicadores Educativos. Año Lectivo 2016-2017.”

Orazem, P.F. y King, E.M. (2007). “Schooling in developing countries: The roles of supply, demand and government policy.” *Handbook of Development Economics*, 4, 3475-3559.

Parker, S. W. y Vogl, T. (2018). “Do Conditional Cash Transfers Improve Economic Outcomes in the Next Generation? Evidence from Mexico” (No. w24303). National Bureau of Economic Research.

Parker, S.W. y Petra, E.T. 2017. “Conditional Cash Transfers: The Case of Progres/Oportunidades.” *Journal of Economic Literature*, 55(3), 866-915.

Rosenbaum, P. y Rubin, D. (1983), “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects”, *Biometrika*, 70, 41-55.

Reyes, C.R. (2014). “Evaluación de Impacto del Programa ILAE sobre la Repitencia, la Deserción y la Asistencia Escolar.” Tesis no Publicada. Universidad Católica de Santo Domingo, República Dominicana.

ANEXOS

Anexo A

Estimaciones de retornos a la educación y probabilidad
de estar empleado por nivel educativo

Tabla A1. Retorno a la educación por nivel educativo

	(1)	(2)
Básica Completa		-0.163*** (0.041)
Media Incompleta	0.163*** (0.041)	
Media Completa	0.256*** (0.048)	0.093* (0.048)
Universitaria Incompleta	0.286*** (0.073)	0.124* (0.071)
Universitaria Completa	0.646*** (0.095)	0.483*** (0.105)

Notas: La variable dependiente es el logaritmo del ingreso total. La columna 1 presenta el retorno de cada nivel educativo en relación a educación básica completa o menos. La columna 2 presenta los retornos en relación a educación media incompleta. Las dos especificaciones incluyen controles por experiencia y su cuadrado y efectos fijos por mes. Errores estándar robustos en paréntesis. 01 - ***, .05 - **, .1 - *

Fuente: Encuesta Nacional Continua de Fuerza de Trabajo (ENCFT), 2017.

Tabla A2. Probabilidad de estar empleado por nivel educativo en relación a:

	Educación-Básica			Educación-Media-Incompleta'		
	Probabilidad Lineal	Probit	Logit	Probabilidad Lineal	Probit	Logit
<u>Básica-Completa'</u>				-0.060*** (0.015)	-0.057*** (0.014)	-0.060*** (0.014)
<u>Media-Incompleta'</u>	0.060*** (0.015)	0.057*** (0.014)	0.060*** (0.014)			
<u>Media-Completa'</u>	0.130*** (0.014)	0.121*** (0.012)	0.122*** (0.012)	0.070*** (0.017)	0.063*** (0.014)	0.062*** (0.014)
<u>Universitaria-Incompleta'</u>	0.173*** (0.020)	0.160*** (0.017)	0.160*** (0.016)	0.113*** (0.022)	0.102*** (0.018)	0.100*** (0.017)
<u>Universitaria-Completa'</u>	0.305*** (0.023)	0.259*** (0.018)	0.255*** (0.018)	0.245*** (0.025)	0.202*** (0.020)	0.195*** (0.020)

Notas: Las columnas 3-presenta el cambio en la probabilidad de tener empleo de cada nivel educativo en relación educación básica completa o menos. Las columnas 4-6 presenta la probabilidad en relación media incompleta. Cada especificación incluye controles por experiencia y su cuadrado y efectos fijos por mes. Errores estándar robustos en paréntesis. 0.1-***; .05-***; .01-***. Fuente: Encuesta Nacional Continua de fuerza de Trabajo (ENCFT), 2017.

Anexo B

Errores en la variable de identificación de la base de pruebas nacionales

El departamento de PPNN crea la variable codigo_rne para identificar de manera única a cada estudiante facilitando así la búsqueda de este entre los dos niveles. Este código está conformado por las iniciales del primer nombre y apellidos; año, mes y día de nacimiento del estudiante, más un secuencial (e.g., JPR9504180001). No obstante, este código puede sufrir cambios entre un nivel y otro e incluso dentro de un mismo nivel –producto de un cambio al momento de registro del estudiante en otro centro educativo, por ejemplo–. Para computar el total de estudiantes en la base de Básica que encontramos en la base de Media y para construir nuestra base de análisis tomamos en cuenta posibles cambios o errores en el código_rne entre un nivel y otro.

En primer lugar, buscamos a todos los estudiantes en Básica que coincidían en nombres, apellidos, fecha de nacimiento y terminal del `codigo_rne` con alguna observación en Media, obteniendo de esta forma el 91.27% de los estudiantes del primer nivel que figuraban también en la base del segundo nivel. Sin errores o cambios en el `codigo_rne`, el ejercicio anterior debería ser muy similar a realizar el cruce utilizando solamente esta variable.

En segundo lugar, tomamos en cuenta los siguientes cambios o errores en el `codigo_rne` por separado: la falta de segundo apellido en una de las dos bases, la no coincidencia de día, mes o año de nacimiento y la no coincidencia del último dígito del `codigo_rne`. De esta forma, luego de descontar a todos los estudiantes encontrados en el primer paso, se buscó un *match* dentro de Media que sin segundo apellido coincidiera en nombres, primer apellido, fecha de nacimiento y terminal de `codigo_rne`. Y así sucesivamente para los demás errores o cambios considerados.⁵⁰

Anexo C

Algoritmo de homologación base de pruebas nacionales y base del SIUBEN

Debido a la ausencia de un identificador único entre la base de PPNN y la base del SIUBEN, desarrollamos un algoritmo de *matching* en base a los campos en común.⁵¹ Específicamente,

50 Es claro que una lista exhaustiva incluiría todas las posibles combinaciones de los posibles cambios o errores. Sin embargo, la incidencia de más de un error al mismo tiempo es baja y aumenta la probabilidad de falsos positivos.

51 Debido a que en la base del SIUBEN eran frecuentes los casos donde, por ejemplo, el primer apellido se encontraba en el campo del segundo nombre, el primer paso conllevó un proceso de normalización de los campos de nombres

el algoritmo utilizó los campos de nombres, apellidos, edad, sexo y provincia del estudiante en la base de PPNN y estos mismos campos provenientes de la base del SIUBEN.⁵² Un primer filtro descarta a los individuos en cada base nacidos antes de 1985 o posterior al 2005. De esta forma, la base de PPNN utilizada para el cruce con la base del SIUBEN cuenta con información de los estudiantes que tomaron el examen de Básica entre los años 2005 y 2016, con un total de 1,786,763 estudiantes. Por su parte, la base del SIUBEN corresponde a un corte con observaciones para los años 2011-2012, conformada exclusivamente por individuos cuyo parentesco dentro de la base es el de hijo, para un total de 2,257,521 individuos.

En una primera etapa, el algoritmo asigna a un estudiante de PPNN su mejor *match* en la base del SIUBEN según el *score* calculado de acuerdo a la similitud de los campos de nombres y apellidos siempre y cuando la diferencia absoluta de las edades sea menor o igual que tres, sean del mismo sexo y compartan la misma provincia. El *matching score* es calculado como la suma de los *scores* individuales para los campos de nombres y apellidos. El *score* se basa en la distancia de Levenshtein y es implementado mediante la librería *fuzzywuzzy* de Python, específicamente, a través de su función *ratio*, la cual compara la distancia de edición entre dos cadenas de caracteres, estableciendo cuántos cambios son necesarios en términos de añadir, eliminar o cambiar caracteres para lograr que ambas cadenas sean iguales. Se decidió por este método, especialmente, porque presenta

y apellidos. Este proceso junta en un mismo *string* todos los campos de nombres y apellidos y luego asigna cada parte del *string* completo a su campo original de acuerdo con su posición, de la 1 a la 4, y de acuerdo con una tabla de frecuencias de nombres y apellidos construida a partir del padrón de la Junta Central Electoral.

52 En el caso de la base de PPNN la provincia corresponde a la provincia en que el estudiante tomó el examen de Básica y en la base del SIUBEN corresponde a la provincia de residencia del hogar.

resultados favorables al comprar cadenas de corta longitud, como es el caso de nombres y apellidos.⁵³

Para cada estudiante en la base de PPNN el algoritmo calcula el *score* correspondiente entre éste y todos los individuos en la base del SIUBEN dentro del rango de edad permitido, del mismo sexo y en la misma provincia. El algoritmo luego asigna al estudiante la observación en la base del SIUBEN con mayor *score* siempre y cuando esté por encima del mínimo establecido —si en el proceso el algoritmo encuentra un *matching score* de 400, la comparación se detiene y hace el *match*—. ⁵⁴ Esto se realiza de la siguiente forma:

1. Compara primero los campos de nombres y contempla si el individuo posee uno o dos nombres en ambas bases de datos.
2. El algoritmo evalúa tres escenarios posibles:
 - 1) Existen dos nombres en ambas bases de datos.
 - 2) Existe una base de datos con un nombre y la otra con dos nombres.
 - 3) Ambas bases de datos poseen un sólo nombre.
3. En el primer escenario se comparan ambos nombres y se establece un mínimo de 80 para cada par.
4. En el segundo escenario se establece un *score* base de 80 y a este se le suma el mejor *score* de la comparación del único nombre de una base contra cada uno de los dos nombres en la otra.
5. En el tercer escenario se asigna un *score* base de 100 y se suma la comparación de los nombres únicos que existen en las dos bases.

53 Para el lector interesado ver: <https://chairnerd.seatgeek.com/fuzzywuzzy-fuzzy-string-matching-in-python/>.

54 El algoritmo ordena de forma descendente las observaciones según los *scores* calculados y asigna la de mayor *score*. En caso de empate elige la primera observación encontrada con mismo nivel de *score*.

6. De esta forma, la comparación de los campos de nombre podría resultar en un *score* máximo de 200.
7. Los escenarios anteriores son aplicados de igual forma para el campo de apellidos, dando como resultado un máximo de 200 puntos adicionales.
8. Así, el máximo total asignado por el *score* es de 400 puntos.

El análisis de los resultados del algoritmo conllevó varias validaciones visuales en muestras aleatorias. Con el objetivo de disminuir la frecuencia de error tipo 2 bajo la hipótesis nula de que el estudiante de PPNN es el mismo individuo encontrado en la base del SIUBEN decidimos en base al proceso de verificación visual establecer cortes por encima del mínimo establecido por el algoritmo de 320. De esta forma, para la primera fase donde se restringe la provincia, se estableció un punto de corte del *matching score* de 371. Por otro lado, para la segunda fase, donde se busca un *match* para los no emparejados en la primera fase, esta vez sin considerar provincia, se estableció un punto de corte de 385.

La tabla C.1 presenta algunas estadísticas del resultado de homologación entre la base de PPNN y la base del SIUBEN. En total se emparejaron 946,992 individuos, equivalentes a un 53% de los estudiantes en la base de PPNN y un 41.9% de los hijos en la base del SIUBEN; de estos, 662,817 o un 70% se emparejaron durante la primera fase y los 284,175 restantes durante la segunda fase. La media y la mediana del *matching score* resultan muy cercanas en ambas fases del algoritmo, cercanas a 385 en la primera fase y a 378 en la segunda. Como se puede observar, el punto de corte establecido para la primera fase coincide con el percentil 25, sin embargo, el punto de corte para la segunda fase es más exigente y se sitúa por encima de la mediana.

Tabla C.1. Estadísticas resultados *match* base de PPNN y
SIUBEN

	Primera fase	Segunda fase
Total matches	662,817	284,175
Media fuzzy wuzzy score	384.6	378.6
Mediana fuzzy wuzzy score	385	377
Std dev fuzzy wuzzy score	13.9	14.5
Mínimo	342	342
Máximo	400	400
p25	371	370
p75	400	388
Punto de corte utilizado	371	385

La tabla C.2 a continuación presenta algunos ejemplos de *matches* con su respectivo *matching score*.⁵⁵ Los campos utilizados son los de primer nombre (*_pn*), segundo nombre (*_sn*), primer apellido (*_pa*) y segundo apellido (*_sa*), donde las tres primeras letras indican si las variables pertenecen a la base de PPNN (*pnn*) o a la base del SIUBEN (*sbn*). Los ejemplos en el panel A y B son representativos de los diferentes puntos de referencia de la distribución del *fuzzywuzzy score* para la primera y segunda fase respectivamente. Notar que los ejemplos en la última fila de cada panel no fueron considerados para la muestra de análisis pues su *matching score* se encuentra por debajo del mínimo establecido para cada fase.

55 Los nombres originales fueron modificados para preservar la identidad de los estudiantes.

Tabla C.2

	pnn_pn	pnn_sn	pnn_pa	pnn_sa	sbn_pn	sbn_sn	sbn_pa	sbn_sa	score
A. Primera fase (restringe provincia)	JOSEFA		VALDEZ	ROSARIO	JOSEFA		VALDEZ	ROSARIO	400
	JOSEFINA	MARIA	JIMENEZ	MENA	JOSEFINA	M	JIMENEZ	MENA	385
	YENIFER	GRISEL	MONTILLA		JENIFER		MONTILLA		371
	ANGELA	IVETTE	DIAZ	CARMONA	VIANGELA		CALMONA		342
B. Segunda fase (no restringe provincia)	RAFAELINA	ALTAGRACIA	FUENTES	LIRIANO	RAFAELINA	ALTAGRACIA	FUENTES	LIRIANO	400
	LUZ	AMANDA	BATISTA		LUZ		BATISTA		385
	MARILU		DE LOS SANTOS	BELTRE	MARILUZ		DE LOS SANTOS		377
	ESMARLIN	PAOLA	HIDALGO	PEA	ESMAILIN		PENA		342

Anexo D

Distribuciones del índice calidad de vida para grupos según nivel de tratamiento

Figura D.1

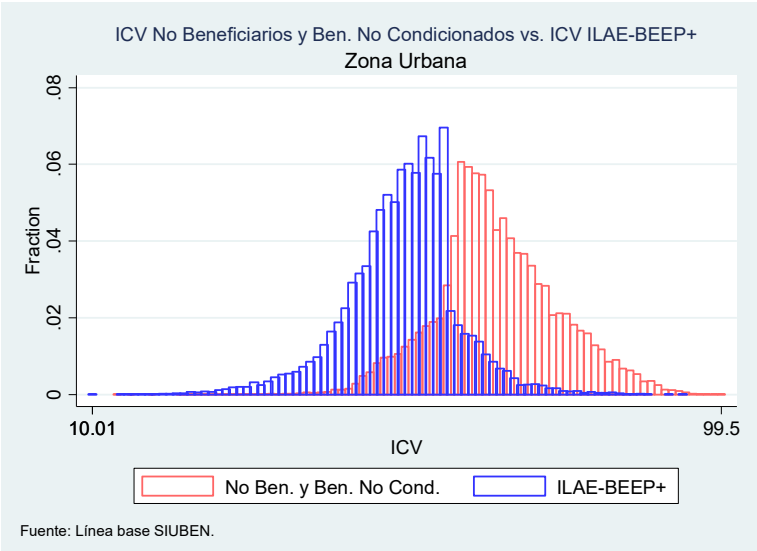


Figura D.2

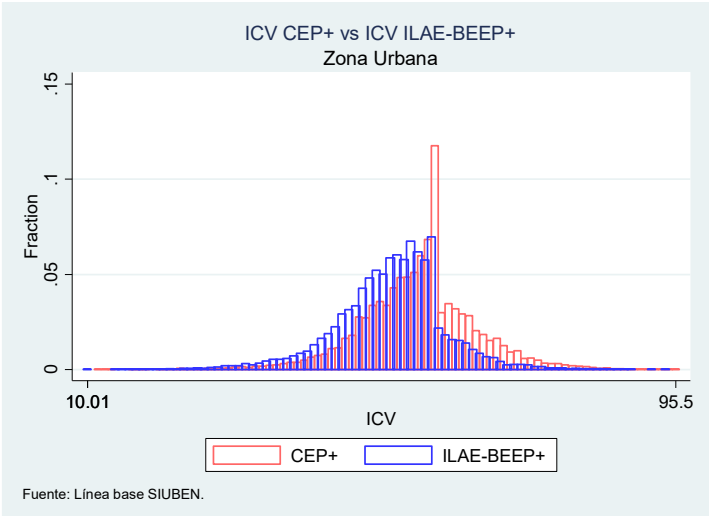


Figura D.3

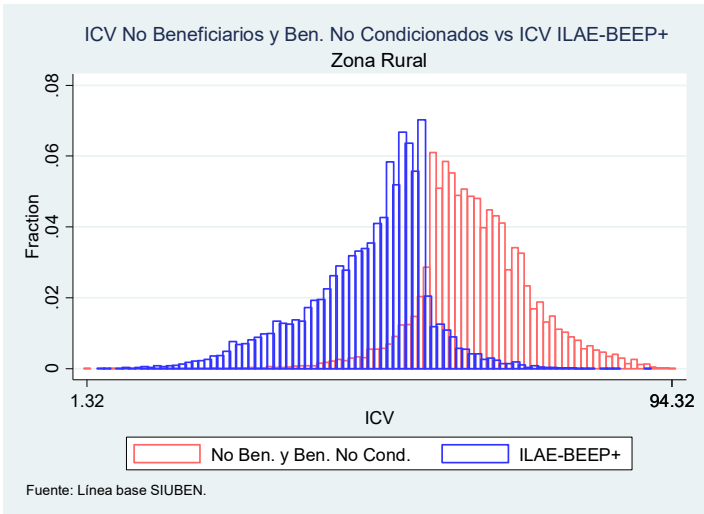
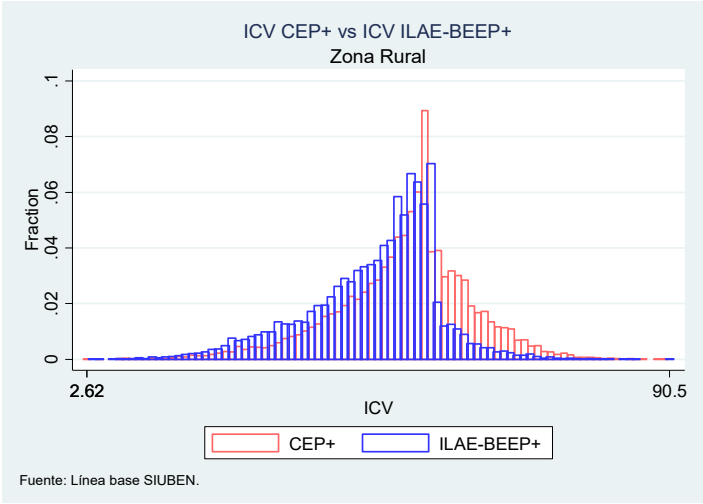


Figura D.4



Anexo E

Variables consideradas para la estimación de la probabilidad
de tratamiento según zona de residencia.⁵⁶

Tabla E.1

	Grupo	Variable	Zona Urbana	Zona Rural
Variables que se derivan de las variables originales del ICV	Material piso	piso_cemento	1	1
		piso_granito	1	1
		piso_madera	1	1
		piso_tierra	1	1
		piso_otro	1	1
	Material pared	pared_concreto	1	1
		pared_madera	1	1
		pared_tpalma	1	1
		pared_otro	1	1
	Material techo	techo_concreto	1	1
		techo_zinc	1	1
		techo_asbesto	1	1
		techo_yagua	1	1
		techo_otro	1	1
	Hacinamiento	hacinamiento (= 1 si total miembros hogar/número de aposentos > 3)	1	1
	Fuente de agua	acueducto_casa	1	1
		acueducto_patio	1	1
		acueducto_llavepub	1	1
		rio_manan_arro	1	1
		lluvia_tan_pozo	1	1
		camion	1	1
	Tipo sanitario	agua_otro	1	1
		inodoro	1	1
		letrina	1	1
	Tipo alumbrado	sin_serv_sanit	1	1
		tendido_elect	1	1
		planta_inversor	1	1
		lampara	1	1
		paneles	1	1
	Eliminación basura	energia_otro	1	1
		ayuntamiento	1	1
		bas_emp_priv	1	1
		bas_queman	1	1
		bas_tiran	1	1
	Combustible para cocinar	bas_otro	1	1
		propano	1	1
		carbon_lena	1	1
		combcoc_elect	1	1
		no_cocina	1	1
		combcoc_otro	1	1

56 Las columnas 4 y 5 indican si la variable fue incluida (= 1) o no (= 0).

Tabla E1. Continuación

Variables que se derivan de las variables originales del ICV	Tipo de vivienda	casa_ind	1	1
		apartamento	1	1
		pieza	1	1
		barracon	1	1
		vivienda_otro	1	1
	Tenencia de electrodomésticos	estufa1	1	1
		nevera1	1	1
		televisor1	1	1
		lavadora1	1	1
	Educación media del hogar	educ_mediah	1	1
	Proporción de miembros menores a 6 años	propmen6_d1 (propmen6==0)	1	0
		propmen6_d2 (propmen6 > 0 & propmen6 <= 0.25)	1	0
		propmen6_d3 (propmen6 > 0.25)	1	0
Proporción mayor a 14 años que trabaja	Proporción mayor a 14 años que trabaja	proptrabmay14_d1 (proptrabmay14==0)	1	1
		proptrabmay14_d2 (proptrabmay14 > 0 & proptrabmay14 <= 0.333)	1	1
		proptrabmay14_d3 (proptrabmay14 > 0.333 & proptrabmay14 <= 0.75)	1	1
		proptrabmay14_d4 (proptrabmay14 >= 0.75)	1	1
	Sexo jefe de hogar	sexo_jdh	1	0
Variables adicionales consideradas	Presencia de conyuge	conyuge	1	1
	Nivel educativo jefe de hogar	nivel_edu_jdh_grupo1 (sin instrucción)	1	1
		nivel_edu_jdh_grupo2 (primaria incompleta)	0	1
		nivel_edu_jdh_grupo3 (primaria incompleta)	0	0
		nivel_edu_jdh_grupo4 (secundaria incompleta)	1	1
		nivel_edu_jdh_grupo5 (secundaria completa)	1	1
		nivel_edu_jdh_grupo6 (universitaria incompleta)	1	0
		nivel_edu_jdh_grupo7 (secundaria completa)	1	0
	Alfabetización jefe de hogar	leer1	1	1
	Grupo de edad jefe de hogar	cuartil_edad_jdh1	0	0
		cuartil_edad_jdh2	1	0
		cuartil_edad_jdh3	1	1
		cuartil_edad_jdh4	1	1
	Vehículo privado	vehpriv1	1	1
	Actividad económica en el hogar	actecono	1	0
Total variables			70	63

Anexo F

Diferencias de medias estandarizadas para la muestra de análisis completa dentro de bloques por zona de residencia

Tabla F1. Zona urbana - varones

Variable	Muestra Completa	Bloques					
		B1	B2	B3	B4	B5	B6
piso_cemento	-0.0171	0.0161	-0.0376	0.0161	-0.0533	0.0380	0.0317
piso_granito	-0.0535	-0.0105	0.0088	0.0128	-0.0476	-0.0713	0.0880
piso_madera	0.0096	-0.0055	0.0118	-0.0070	-0.0281	0.0054	-0.0241
piso_tierra	0.0545	-0.0083	0.0306	-0.0251	0.1195	-0.0162	-0.0438
piso_otro	0.0063	-0.0271	0.0470		-0.0442	0.0332	0.0332
pared_concreto	-0.1519	-0.0234	-0.0419	-0.0085	-0.0294	-0.0066	0.0439
pared_madera	0.1168	0.0169	0.0312	0.0005	-0.0020	0.0238	-0.0263
pared_tpalma	0.0711	0.0270	0.0216	0.0322	0.0500	0.0303	-0.0575
pared_otro	0.0329	-0.0143	0.0123	-0.0193	0.0250	-0.0871	0.0467
techo_concreto	-0.1469	0.0019	-0.0185	-0.0111	-0.0635	-0.0329	0.0000
techo_zinc	0.1410	-0.0043	0.0232	0.0120	0.0637	0.0270	-0.0156
techo_asbesto	-0.0076	0.0102	-0.0311	0.0453	-0.0346	-0.0150	0.0168
techo_yagua	0.0256	0.0095	0.0027	-0.0280	0.0245	0.0278	0.0240
techo_otro	0.0099	-0.0192	0.0235	-0.0520	0.0407	0.0470	0.0407
hacinamiento	0.2373	0.0598	0.0619	0.0049	-0.0786	0.0046	0.0073
acueducto_casa	-0.1857	-0.0208	-0.0116	-0.0602	-0.0479	0.0120	0.0225
acueducto_patio	0.1147	0.0118	-0.0180	0.0196	0.0304	0.0364	0.0193
ac_llave	0.0385	-0.0018	-0.0184	0.1024	-0.0038	-0.0673	0.0373
rio_manan_arro	0.0202	0.0143	0.0381	0.0243	0.0126	-0.0286	-0.0862
lluvia_tan_pozo	0.0230	0.0138	0.0276	-0.0135	-0.0368	0.0339	-0.0337
camion	0.0144	-0.0029	0.0446	-0.0766	0.0386	0.0131	-0.0463
agua_otro	0.0363	0.0176	-0.0018	0.0482	0.0205	-0.0622	0.0170
inodoro	-0.1876	-0.0233	-0.0761	-0.0178	-0.0505	0.0181	0.0598
letrina	0.1632	0.0206	0.0772	0.0237	0.0106	-0.0151	-0.0598
sin_serv_sanit	0.0668	0.0099	-0.0017	-0.0144	0.1048	-0.0064	0.0057
tendido_elect	-0.0267	-0.0215	0.0018	0.0217	-0.0679	0.0190	-0.0300
planta_inversor	-0.0118	-0.0120	0.0297	-0.0363	0.0230	-0.0559	0.0533
lampara	0.0445	0.0482	-0.0094	-0.0077	0.0641	0.0222	0.0016
paneles	0.0066	-0.0192	-0.0331	0.0074	0.0235	0.0575	0.0525
energia_otro	-0.0003	-0.0001		0.0141	0.0235	-0.0335	
ayuntamiento	-0.1155	-0.0142	0.0223	-0.0030	-0.1050	-0.0178	-0.0789
bas_emp_priv	0.0000	-0.0079	0.0407	-0.0051	-0.0229	-0.0428	0.0293
bas_queman	0.0829	0.0617	-0.0287	-0.0261	0.0726	0.0255	0.0044
bas_tiran	0.0754	-0.0273	-0.0213	0.0210	0.0838	0.0064	0.0727

Tabla F1. Continuación

Variable	Muestra Completa	Bloques					
		B1	B2	B3	B4	B5	B6
bas_otro	0.0141	-0.0356	0.0048	0.0367	0.0045	0.0331	0.0648
propano	-0.0717	-0.0471	-0.0517	0.0100	-0.0669	0.0831	0.0574
carbon_lena	0.0840	0.0669	0.0508	-0.0137	0.0726	-0.0786	-0.0690
combcoc_elect	0.0012	0.0160	0.0062	0.0074	0.0117	-0.0504	0.0407
no_cocina	-0.0284	-0.0469	0.0123	0.0005	-0.0252	0.0191	0.0911
combcoc_otro	0.0036	0.0286	-0.0075	0.0141	0.0235	-0.0356	-0.0449
casa_ind	-0.0078	0.0145	-0.0047	-0.0208	0.0859	-0.0687	-0.0403
apartamento	-0.0583	-0.0115	0.0416	0.0136	-0.0416	-0.0127	0.0525
pieza	0.0235	-0.0061	-0.0118	0.0135	-0.0729	0.0474	0.0339
barracon	0.0070	-0.0115	0.0205	0.0351	-0.0542	0.0591	0.0673
vivienda_otro	0.0187	-0.0191	-0.0060	-0.0166	0.0311	0.1052	-0.0395
estufa1	-0.0540	-0.0604	-0.0466	-0.0066	-0.0741	0.0743	0.0804
nevera1	-0.0757	-0.0781	-0.0696	0.0968	0.0098	0.0481	0.0532
televisor1	-0.0362	-0.0327	-0.0461	0.0139	0.0019	0.0292	0.0433
lavadora1	-0.0534	-0.0240	-0.0559	-0.0081	-0.0035	0.0529	0.0366
educ_mediah	-0.0938	0.0164	-0.0385	-0.0331	-0.0638	-0.0111	0.0395
propmen6_d1	-0.3688	-0.0885	-0.0678	0.0044	0.0057	0.0132	-0.0144
propmen6_d2	0.2566	0.0529	0.0556	-0.0032	-0.0227	0.0218	0.0075
propmen6_d3	0.2063	0.0834	0.0316	-0.0024	0.0237	-0.0413	0.0044
proptrabmay14_d1	0.0432	-0.0045	0.0094	0.0565	0.0705	-0.0204	-0.0142
proptrabmay14_d2	-0.1321	-0.0171	0.0564	-0.0073	-0.0570	-0.0758	-0.1013
proptrabmay14_d3	0.0678	-0.0379	-0.0683	0.0492	0.0628	0.0830	0.1014
proptrabmay14_d4	-0.0376	0.0635	0.0338	-0.1111	-0.1062	-0.0488	-0.0606
sexo_jdh	0.0711	0.0040	-0.0618	0.0207	-0.0689	0.0996	0.1156
conyuge	0.1705	-0.0113	-0.0155	0.0064	0.0455	0.1748	0.0561
educ_jdh1	-0.0209	0.0113	0.0140	0.0180	-0.0264	-0.0293	-0.0700
educ_jdh3	0.0162	-0.0093	-0.0018	-0.0068	0.0524	0.0669	-0.0208
educ_jdh4	0.0644	0.0043	-0.0150	0.0055	-0.0067	-0.0505	0.0765
educ_jdh5	-0.0971	0.0360	-0.0224	-0.0533	-0.0514	-0.0183	0.0008
educ_jdh6	-0.0345	0.0315	0.0005	-0.0451	-0.0388	-0.0467	-0.0177
educ_jdh7	-0.0399	0.0522	-0.0144	-0.0372	-0.0366	-0.1050	-0.0624
leer1	0.0014	-0.0061	-0.0174	-0.0373	0.0430	0.0026	0.0243
c_edadjdh2	0.1670	0.0694	-0.0170	-0.0670	0.0480	0.0844	-0.0501
c_edadjdh3	-0.1052	0.0293	-0.0404	-0.0071	-0.0421	-0.0001	-0.0365
c_edadjdh4	-0.3143	-0.1147	0.0679	0.0674	-0.0177	-0.0414	-0.0689
vehpriv1	-0.0108	-0.0261	-0.0158	-0.0489	0.0580	0.0666	-0.0019
act_econ_hogar	-0.0145	-0.0171	-0.0153	0.0379	-0.0011	-0.0036	0.0113
edad1	-0.4331	-0.2432	-0.0624	0.0124	0.0590	0.0995	0.0629

Tabla F2. Zona rural – varones

Variable	Muestra Completa	Bloques					
		B1	B2	B3	B4	B5	B6
piso_cemento	-0.1043	-0.0067	-0.0201	-0.0114	-0.0103	-0.0842	0.0264
piso_granito	-0.0628	-0.0234	-0.0413	-0.0334	-0.0216	-0.0020	-0.0615
piso_madera	0.0128	-0.0071	0.0216	-0.0043	0.0622	0.0490	-0.0858
piso_tierra	0.1200	0.0227	0.0236	0.0191	-0.0030	0.0720	-0.0008
piso_otro	0.0098	-0.0315			-0.0105	0.0516	0.0421
pared_concreto	-0.1493	-0.0845	-0.0462	-0.0033	0.0651	0.0812	0.0443
pared_madera	0.0490	0.0164	0.0433	-0.0364	0.0070	-0.0503	0.0189
pared_tpalma	0.1197	0.1082	0.0351	0.0307	-0.0692	-0.0386	-0.0652
pared_otro	-0.0130	-0.0205	-0.0861	0.0505	-0.0240	0.0695	0.0362
techo_concreto	-0.1437	-0.0850	-0.0166	0.0350	-0.0248	0.0838	0.0228
techo_zinc	0.0944	0.0722	0.0442	0.0003	-0.0421	-0.0882	0.0106
techo_asbesto	-0.0031	0.0218	-0.0351	-0.0590	0.0178	-0.0126	0.0572
techo_yagua	0.0488	0.0157	-0.0408	-0.0297	0.0765	0.0522	-0.0176
techo_otro	0.0118	-0.0205	-0.0037	0.0666	0.0516	0.0516	-0.0640
hacinamiento	0.1934	0.1019	0.0098	-0.0451	-0.0264	-0.0004	-0.0166
acueducto_casa	-0.1704	-0.0371	0.0629	-0.0626	-0.0638	0.0438	0.0054
acueducto_patio	0.0049	-0.0123	0.0144	-0.0472	0.0350	0.0378	-0.0344
ac_llave	0.0552	0.0267	-0.0549	0.0371	0.0239	-0.0262	-0.0282
rio_manan_arro	0.1066	0.0319	-0.0037	-0.0016	-0.0271	0.0494	0.0706
lluvia_tan_pozo	0.0317	0.0485	-0.0127	0.0406	0.0143	-0.0887	-0.0582
camion	-0.0826	-0.0403	-0.0199	0.0419	-0.0277	0.0068	0.0545
agua_otro	0.0206	-0.0212	0.0180	0.0072	-0.0001	0.0047	0.1354
inodoro	-0.2446	-0.0611	0.0069	-0.0702	-0.0323	0.0042	0.0102
letrina	0.1157	0.0413	-0.0438	0.0532	0.0238	-0.0209	-0.0107
sin_serv_sanit	0.0935	0.0298	0.0526	-0.0123	-0.0086	0.0203	0.0091
tendido_elect	-0.1591	0.0152	-0.0016	0.0535	0.0147	-0.1081	-0.1835
planta_inversor	-0.0367	0.0128	-0.0573	-0.0276	0.0601	-0.0655	0.0102
lampara	0.1590	-0.0464	0.0355	-0.0441	-0.0469	0.1120	0.2016
paneles	0.0798	0.0368	-0.0104	-0.0167	0.0288	0.0568	0.0089
energia_otro	0.0047	-0.0023	-0.0009	-0.0005	0.0084	-0.0020	-0.0261
ayuntamiento	-0.2589	0.0075	-0.0530	-0.0896	-0.0037	-0.0301	-0.0379
bas_emp_priv	-0.0381	0.0106	0.0171	-0.0764	0.0211	0.0989	-0.1128
bas_queman	0.1868	-0.0357	0.0336	0.0794	0.0284	-0.0426	0.1353
bas_tiran	0.0651	0.0343	0.0183	0.0096	-0.0306	0.0550	-0.1049
bas_otro	-0.0066	0.0084	-0.0260	0.0516	-0.0380	0.0308	-0.0286
propano	-0.1938	-0.0486	0.0164	0.0445	-0.0502	-0.1233	-0.1440
carbon_lena	0.2100	0.0635	-0.0181	-0.0463	0.0545	0.1212	0.1397
combcoc_elect	-0.0405	-0.0261	0.0166	0.0156	0.0516	-0.0204	
no_cocina	-0.0526	-0.0213	-0.0022	-0.0049	0.0031	0.0298	-0.0424
combcoc_otro	0.0196	0.0298	-0.0053	0.0298	-0.0821	0.0516	0.0843
casa_ind	0.0511	-0.0295	0.0094	0.0082	0.0562	0.0485	-0.0662
apartamento	-0.0287	-0.0004	-0.0357		0.0421	-0.0567	-0.0615
pieza	-0.0504	0.0148	0.0061	-0.0020	-0.0392	-0.0068	0.0323
barracon	-0.0133	0.0466	-0.0209	-0.0100	-0.0494	-0.0685	0.0318

Tabla F2. Continuación

Variable	Muestra Completa	Bloques					
		B1	B2	B3	B4	B5	B6
vivienda_otro	0.0214	-0.0315	-0.0065	-0.0149	-0.0243	0.0139	0.1034
estufa1	-0.1853	-0.0554	0.0000	0.0409	-0.0141	-0.1234	-0.1164
nevera1	-0.1917	-0.0277	-0.0370	-0.0074	-0.0330	-0.0432	-0.0934
televisor1	-0.1321	-0.0426	0.0055	0.0224	-0.0459	-0.0308	-0.0662
lavadora1	-0.1438	-0.0209	0.0348	-0.0491	-0.0625	-0.1136	-0.0117
educ_mediah	-0.0954	-0.0162	0.0087	0.0218	-0.0449	0.0057	-0.0341
proptrabmay14_d1	-0.0158	0.0309	0.0232	-0.0114	-0.0467	-0.0683	-0.0694
proptrabmay14_d2	-0.0659	0.0023	-0.0044	-0.0028	0.0069	0.0254	0.0148
proptrabmay14_d3	0.1067	-0.0334	-0.0141	-0.0013	0.0993	0.0399	0.0275
proptrabmay14_d4	-0.0788	0.0133	-0.0086	0.0046	-0.0997	0.0130	0.0445
conyuge	0.1961	0.0087	0.0091	0.0068	0.0316	0.0997	0.0011
educ_jdh1	0.0229	0.0291	-0.0185	-0.0014	0.0622	-0.0555	-0.0302
educ_jdh2	0.0191	-0.0186	0.0000	-0.0148	0.0614	0.0335	0.0308
educ_jdh4	0.0171	0.0181	0.0158	-0.0033	-0.0825	-0.0699	0.0289
educ_jdh5	-0.1002	-0.0186	0.0066	-0.0278	-0.0202	0.1337	-0.0028
leer1	-0.0478	-0.0436	0.0338	-0.0189	-0.0206	0.0455	-0.0111
c_edadjdh3	-0.0339	0.0332	0.0160	-0.0311	-0.0573	-0.0237	-0.0095
c_edadjdh4	-0.2190	-0.0332	0.0080	0.0007	0.0319	-0.0233	0.0469
vehpriv1	-0.0601	0.0199	-0.0070	-0.0563	-0.0420	0.0026	-0.0791
edad1	-0.3742	-0.1666	-0.1249	-0.0115	-0.0028	0.0582	0.1940

Anexo G

Distribuciones del *Propensity Score* grupo CEP+ versus No Beneficiarios y Beneficiarios No Condicionados

Figura G1.

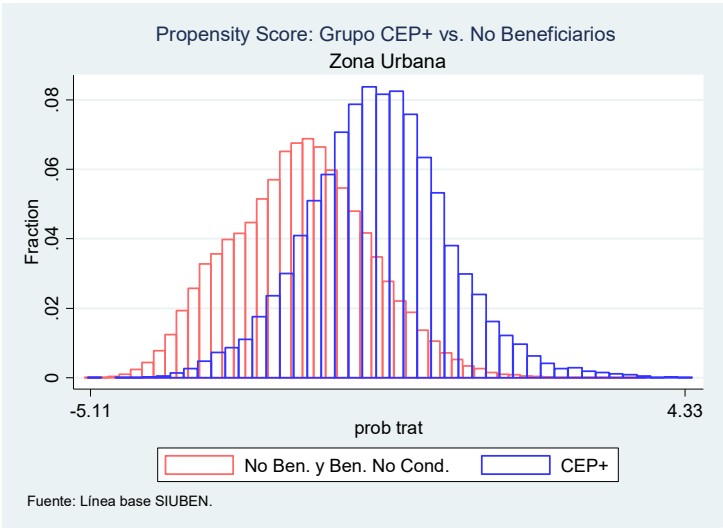
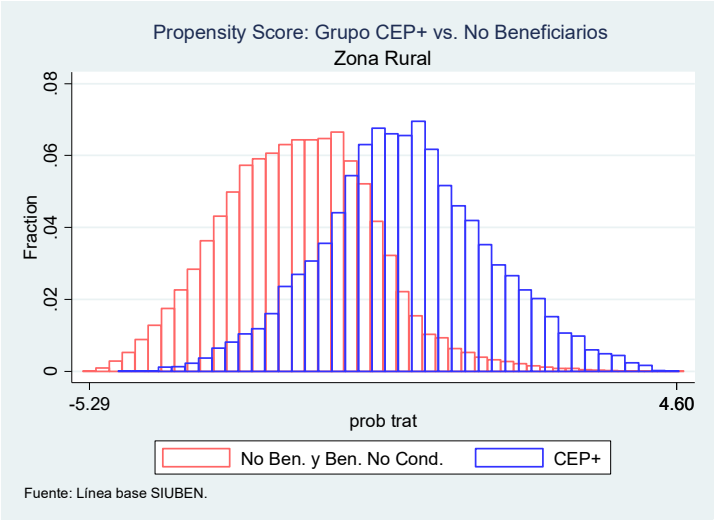


Figura G2.



SEGUNDA PARTE

Incertidumbre fiscal y volatilidad macroeconómica
en la República Dominicana

José Antonio Vargas
Nerys Federico Ramírez Mordán



José Antonio Vargas

Nació en Santo Domingo, el 18 de diciembre de 1989. Se graduó (*Cum Laude*) de la licenciatura en Economía, en la Universidad Autónoma de Santo Domingo (UASD), en el año 2018. Ha realizado varios cursos de formación en el manejo de herramientas y programas estadísticos económicos, así como, en procesamiento y análisis de datos.



Nerys Federico Ramírez Mordán

Nació en la provincia de San José de Ocoa, el 29 de marzo de 1988. Se graduó de la licenciatura en Economía en la Universidad Autónoma de Santo Domingo (UASD). Cursa una maestría en Bancas y Finanzas Cuantitativa en la Universidad del País Vasco, España.

Resumen

El documento estudia la transferencia de la incertidumbre fiscal sobre la economía y el sistema financiero durante el periodo 2007-2018, utilizando modelos multivariados de volatilidad (mGARCH) y Vectores Autoregresivos Estructurales (SVAR) con series de varianzas condicionales, que permiten obtener la dinámica temporal de las fluctuaciones no anticipadas de las series fiscales y estudiar su efecto contagio condicionado al estado de la economía. Los resultados indican volatilidades cambiantes en el tiempo, con reversión a la media, “clusters” y apalancamiento. Adicionalmente, las series fiscales muestran mayor dispersión relativa, independiente al estado de la economía, pero en especial en contextos de aceleración de la actividad económica por encima de la potencial o de caídas en el nivel de actividad; estando la volatilidad del gasto público más fuertemente correlacionada con las variables económicas en momentos de alta inestabilidad económica y fiscal. En términos de transferencia de incertidumbre fiscal, se identifica un persistente contagio de la volatilidad del gasto público sobre el nivel de actividad económica y su volatilidad; además, se verifican efectos ARCH sobre las fluctuaciones de la inflación, el tipo de cambio, el crédito y las tasas de interés; observándose también causalidad de las series condicionales de volatilidad fiscal sobre la actividad económica, los indicadores de resultados del sistema financiero y las tasas de interés. Por tanto, se obtiene evidencia de incidencia de la volatilidad fiscal sobre los

mecanismos de transmisión de la política monetaria, la actividad económica, la estabilidad de precios y las condiciones macroprudenciales.

Palabras claves: Volatilidad, política fiscal, mGARCH, spillovers, SVAR, Markov, DGSE.

Clasificación JEL: E64, E42, C32, E12.

1. Introducción

La incertidumbre macroeconómica es una variable latente que se suele medir a partir de las fluctuaciones irregulares de las variables económicas alrededor de un nivel de referencia. Esta puede incidir negativamente en la economía (Ramey & Ramey, 1995), principalmente en los grupos vulnerables de la población (Cresta, 2012) (Loayza, et al. 2007) y en contextos de crisis como la del 2008, que incidió sobre la volatilidad fiscal. En tal sentido, la comprensión de las fluctuaciones agregadas representa un objetivo central en macroeconomía (Romer, 2006, p. 176), más aún, en un entorno regional de volatilidad relativamente alta, asociada a rasgos estructurales y amortiguadores débiles, que han restado efectividad a la política económica (CEPAL, 2008, pp. 45-46), incluyendo la fiscal.

Lo anterior, combinado a la alta volatilidad relativa de las series fiscales en el país, que muestran además, importantes cambios estructurales según el estado de la economía y una histórica vocación pro-cíclica (OCDE, 2013), resalta la relevancia de estudiar la dinámica de la volatilidad fiscal (fuente importante de volatilidad en la región (Sancak & Jaramillo, 2007, p. 61)) y sus mecanismos de transmisión al resto de la economía, con el objetivo de entender cómo la volatilidad fiscal puede relacionarse de manera persistente o transitoria con otras series macroeconómicas y financieras, como los precios o la estructura de tipos de interés.

El presente trabajo utiliza modelos GARCH multivariados (mGARCH) y GARCH Markov asimétricos (GJR-GARCH) condicionados al estado de la economía, con la intención de

estudiar los mecanismos de transmisión¹ de la volatilidad de las series fiscales hacia el resto de la economía, durante el periodo 2007-2018. Es decir, posterior a los grandes hitos económicos² que dieron paso al proceso de apertura y reformas estructurales de inicio de los 90's, y que resultaron en un notable crecimiento económico, estimulación de la inversión (especialmente extranjera) y diversificación del sector servicios, favoreciendo menores niveles de volatilidad (CEPAL, 2008, p. 82) (Sancak & Jaramillo, 2007, p. 16) y fomentando aspectos macroeconómicos robustos a choques externos como el de 2008, que incidió en una desaceleración del crecimiento económico y el deterioro de las cuentas fiscales, aunque persistiendo vulnerabilidades a fluctuaciones macroeconómicas como la de 2003, que afectó de forma negativa y persistente el nivel de volatilidad en la economía e incidió sobre las series fiscales y el bienestar general. Por lo que, pese a las favorables condiciones macroeconómicas evidenciadas desde inicio de los 90's, los episodios de crisis han venido acompañados por caídas o desaceleración del producto y aumento de la volatilidad.

Los resultados del presente documento muestran que la volatilidad condicional de las series fiscales es notablemente superior al resto de series económicas y financieras de la economía dominicana, especialmente en contexto de alta volatilidad o actividad económica por encima de la potencial, mostrando además cambios estructurales en términos de regímenes de

-
- 1 Se entiende por mecanismo de transmisión de la política económica a las herramientas a través de las cuales las autoridades competentes afectan a la actividad económica y sus componentes (Mencinger, 2016).
 - 2 Como la consolidación de la Industrialización por Sustitución de Importaciones (ISI) y el "boom" de los precios de la azúcar en la década de los 70's; posteriormente, la economía dominicana enfrentó grandes problemas de liquidez y financiamiento externos en el contexto de la década perdida, dando al traste con importantes cambios estructurales.

volatilidad. Adicionalmente, se identifican coeficientes significativos de transferencia en volatilidad, lo que hace de las fluctuaciones fiscales una fuente de volatilidad macroeconómica y financiera, que contagia a la actividad económica, al nivel de precios, al crédito y a las tasas de interés, por lo que, interviene en la conducción de políticas e incrementa el costo social de los choques macroeconómicos, acentuada en entornos de alta incertidumbre fiscal, donde se observa mayor nivel de correlación entre las series.

La estructura del trabajo es la siguiente: posterior a la introducción, se realiza la revisión de la literatura en el segundo apartado; la tercera parte trata la metodología y las fuentes de datos utilizadas; posteriormente se presentan los resultados segmentados en distintas secciones que incluyen la caracterización de la volatilidad macroeconómica condicional en la economía dominicana, la estimación de los modelos mGARCH que verifican la transferencia de volatilidad fiscal y el estudio de choques fiscales a partir de modelos VAR y DSGE; por último, se presentan las conclusiones.

2. Revisión de la literatura

Desde una perspectiva teórica, el enfoque keynesiano considera que la política fiscal afecta de manera significativa la evolución del producto, mientras que la corriente neoclásica solo asigna a los estímulos fiscales efectos distorsionadores. Así, los efectos esperados de un shock de política fiscal están condicionados a la perspectiva teórica que se adopte. Desde el punto de vista del Modelo Clásico, dada la flexibilidad de salarios y precios, el mismo será transitorio y se observará finalmente como un incremento generalizado en el nivel de precio (Dornbusch, Fischer, & Startz, 2009) (Mankiw, 2014). Sin embargo, en los

modelos keynesianos los precios son rígidos y existe la posibilidad de desempleo involuntario, lo que implica un amplio espacio para que la política fiscal tenga un efecto en las variables fundamentales de la economía, aunque condicionado a las características de la economía en cuestión, con relación a sus niveles de empleo y de apertura comercial (Mankiw, 2014).

Adicionalmente, de acuerdo con la perspectiva teórica adoptada respecto al horizonte temporal, se puede esperar un mayor o menor efecto del gasto público a largo plazo, sin embargo, a corto plazo se espera que el comportamiento del sector público se refleje en el resto de la economía. Por lo que, el gasto público puede afectar directamente las inversiones de capital, modificando las expectativas de los agentes sobre los resultados de la economía, y por tanto, sus decisiones de ahorros e inversión (o consumo, en el caso de los hogares), aunque este efecto no es independiente al estado de la economía respecto al ciclo de negocios, lo cual implica cierta asimetría de los mecanismos de transmisión de la política fiscal (Mencinger, 2016).

Estas discrepancias teóricas han estado presentes por igual en la literatura empírica (Caldara & Kamps, 2008), a pesar de que se han verificado estudios que determinan efectos importantes derivados de la incertidumbre fiscal (Kuester, Fernández, Guerrón, & Ramírez, 2013). Además, el modelo de crecimiento endógeno propuesto por Barro (1990) considera el gasto público como un determinante del nivel de producción, evidenciado un efecto positivo en el crecimiento económico, condicionado a que este sea relativamente pequeño y eficiente.

Esta incidencia esperada de la política fiscal sobre la economía, pese al debate teórico, ha posibilitado que esta haya sido tradicionalmente utilizada con intenciones redistributivas y el suavizamiento cíclico de la economía. Asumiéndose, en adición, que las fluctuaciones del gasto público, y no solo los cambios en sus niveles, se reflejan en el resto de la economía,

destacándose la incidencia de este en las expectativas y decisiones de los agentes económicos (Romer, 2006). Considerando la literatura que las decisiones de los agentes dependen del carácter de permanencia o no de los choques de política fiscal, dado que estos solo modificarán su consumo e inversión, condicionados al carácter de permanencia de estos choques (Dornbusch, Fischer, & Startz, 2009) (Blanchard, Amighini, & Giavazzi, 2012). Finalmente, se esperaría que los choques fiscales muestren cierta dependencia del tipo de ajuste de la política fiscal, del nivel de gasto o impuesto, y del tipo de financiamientos de la política expansionista del gasto público (deuda o impuesto) (Melina, 2010).

En otro tenor, la literatura empírica sobre el efecto de la política fiscal se ha concentrado en el estudio de multiplicadores fiscales, siendo las estimaciones de Vectores Autorregresivos (VAR) la principal herramienta macroeconómica utilizada para la estimación de impactos fiscales. Sin embargo, esta mantiene desacuerdos inclusive en la dirección de la respuesta cualitativa de las variables macroeconómicas a la política fiscal (Caldara & Kamps, 2008). Mientras que la transferencia en volatilidad se ha estudiado mayormente a partir de GARCH multivariados (Granados, 2015).

En términos regionales, la literatura ha evidenciado niveles relativamente altos de volatilidad, asociados a condiciones estructurales internas y externas, relacionadas con los términos de intercambios y la dependencia a los precios de las materias primas (Cresta, 2012) (Perry & Servén, 2001) (Talvi & Végh, 2005) (Perry, 2003); la discrecionalidad de las políticas económicas (Perry & Servén, 2001); inconsistencias en la gestión de políticas fiscales (Fanelli, 2009); y su carácter pro-cíclico (Cresta, 2012), siendo comunes las interrupciones de capital y los choques al comercio (Fanelli, 2009). Ahora bien, respecto a los mecanismos de transmisión de la política fiscal en la región,

se ha estimado una reacción significativa del producto agregado tanto a las expansiones del gasto de consumo como de la inversión pública (Puig, 2014).

En términos de volatilidad, a nivel internacional la literatura orientada a medir los efectos de las fluctuaciones se ha centrado fundamentalmente en estudiar el impacto final sobre el producto agregado y la inversión, encontrando una relación negativa entre crecimiento económico y la volatilidad de series macroeconómicas como el producto o la inflación (Ramey & Ramey, 1995) (Judson & Orfanides, 1996). Algunos estudios han identificado para países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) y de la Unión Europea, un efecto negativo de todos los componentes del gasto gubernamental y de los impuestos indirectos (en nivel y/o volatilidad), sobre el crecimiento económico (Afonso & Furceri, 2007), mientras que Ramey & Ramey (1995) identificaron un efecto negativo y persistente de la volatilidad sobre el crecimiento en la economía estadounidense. También, Blanchard & Perotti (2012) utilizando un VAR, encontraron un efecto positivo, pero suave, de las perturbaciones del gasto del gobierno sobre la producción, y un fuerte y negativo efecto en el gasto de inversión.³ Además, se evidencia un impacto negativo y significativo de los shocks positivos en los impuestos, tanto en la producción como en la inversión.

Adicionalmente, el contraste empírico de las perspectivas teóricas se ha desarrollado mediante la aplicación de Modelos Dinámicos Estocásticos de Equilibrio General (DSGE), encontrando que ante una especificación de tipo neoclásica, con

3 Estos resultados, en adición, varían de acuerdo con la especificación con relación a la tendencia (si es considerada determinista o estocástica).

precios flexibles y hogares ricardianos,⁴ se esperaría que un incremento del gasto público impacte de manera negativa en el consumo y la inversión, lo cual reduce el efecto positivo sobre el producto. Sin embargo, si se asume una especificación neo-keynesiana, el impacto en el consumo depende del grado de rigidez de los precios y de la fracción de hogares no ricardianos (Galí, López-Salido, & Vallés, 2007). De esta manera, el impacto de la expansión del gasto sobre el consumo será positivo solo para una alta fracción de hogares no ricardianos, alrededor $\frac{3}{4}$ en modelos con mercados flexibles (sin poder de monopolio), mientras que se requerirá una fracción sobre $\frac{1}{4}$ en modelo con rigideces nominales (Melina, 2010).

Referidos al efecto de la política fiscal, en América Latina los resultados han sido más variados, evidenciándose efectos negativos de los movimientos expansivos del gasto público sobre la actividad económica en periodos específicos⁵ (Cerdeira, Gonzales, & Lagos, 2005) (Claudia, Francisco, & Francisco, 2016), y condicionado al nivel de desarrollo (Letelier, 2017), aunque otros documentos establecen una relación positiva entre el gasto público y el producto agregado privado, independientemente al nivel de apertura comercial (Corsetti & Meier, 2007).

En términos de volatilidad, también se identifica en la literatura un efecto derivado del gasto público, observándose correlaciones de volatilidad con los componentes macroeconómicos (Cruz P., 2008). En este sentido, Perry (2003) identifica efectos de la política fiscal que incrementan la volatilidad macroeconómica; Guajardo (2017) identificó un efecto de la incertidumbre de la política económica sobre el crecimiento

4 Entendido como hogares optimizadores, debido a su acceso a los mercados financieros (ahorran e invierten).

5 Aunque la magnitud del efecto no es independiente del nivel observado de la volatilidad en cada país, (CEPAL, 2009).

económico en Chile, aunque este efecto puede ser establecido a partir de un umbral de volatilidad, encontrándose que volatilidades bajas no tienen efecto sobre el crecimiento (Ramírez N., 2006).

La literatura que estudia el efecto de política fiscal en la economía dominicana es relativamente abundante, no así en el caso del efecto de su volatilidad. Los trabajos empíricos han demostrado una relación entre la política fiscal y monetaria (Hernández R. , 2005), mientras que Gutiérrez (2003), no encuentra mucha relación entre los desajustes fiscales y el sector externo. Acorde con la Teoría Neoclásica, Tejada (2012) encuentra multiplicadores fiscales pequeños y de corta duración, aunque Ramírez & Pérez (2014), usando SVAR con cambios de régimen asociados a las reformas fiscales, encontraron evidencia de multiplicadores relativamente altos, aunque los shocks del gasto muestran efectos modestos sobre el nivel de actividad, y mantienen un carácter pro-cíclico.

En términos históricos, Camilo (2004) identificó una moderación de la volatilidad de la economía dominicana durante los 90's como resultado de una mejor coordinación interna. Adicionalmente, Cruz (2004) identifica cambios en las condiciones de la serie de crecimiento económico a partir del régimen de la economía, lo que toma relevancia porque otros estudios locales que consideran la asimetría en las relaciones fiscales a partir del contexto económico, verifican mayores correlaciones del gasto público con el consumo privado, cuando el producto se encuentra por debajo del potencial, donde se identifican mayores multiplicadores fiscales (Hernández C., 2014). Es decir, que estos cambios de régimen pueden incidir de forma directa en la asociación de la política fiscal con series como la del crecimiento.

En general, la literatura sobre volatilidad en la República Dominicana no es abundante, sin embargo apunta a importantes conclusiones: Ramírez (2009, p. 29) estudia el rol de variables externas en la determinación de las fluctuaciones del producto interno bruto, determinando que estas juegan un papel importante en la generación de fluctuaciones; Ramírez & Ovalles (2014) estudiaron el impacto en la volatilidad macroeconómica de distintas reglas de política fiscal, a partir de modelos de equilibrio general, evidenciando que el uso de reglas de políticas, reducen la volatilidad; Riaz, Hoti, & McAleer (2008), estiman modelos de volatilidad condicional para la República Dominicana, identificando agrupamientos de volatilidad, y verificando que el componente político es el que muestra la mayor persistencia en volatilidad (p.302). En tanto, los autores Noyola, Marcos, & Polanco (2015), identificaron mayor vulnerabilidad de contagio del mercado financiero en momentos de crisis internas o de carácter externo, como las de 2003 y 2008, respectivamente.

Mientras que del uso de modelos GARCH, aunque se incorporaron en el país para pronósticos de series temporales en el periodo 1995-2004, no muestran abundante literatura (especialmente en casos multivariados), sin encontrarse referencias de aplicaciones sobre series fiscales. Sin embargo, Casanova & Ramírez (2013) utilizando GARCH multivariado y test de causalidad entre series de volatilidad, identifican que existe una relación entre el nivel y la volatilidad de la inflación, y encuentran evidencia de efectos de choques externos derivados de los precios de commodities, cambiando estas condiciones según el estado de la economía; Ramírez N. (2015) identifica heterocedasticidad y apalancamiento de la volatilidad a partir de series del tipo de cambio, variable que mostró ser relativamente estable frente a otras monedas regionales, aunque, verificándose

mayor contagio de volatilidad en contextos económicos adversos, en concordancia con estudios anteriores que identificaron esta asimetría en el efecto de los choques de volatilidad de variables macroeconómicas como el tipo de cambio (Fung, 2003).

3. Metodología empírica

3.1. Fuentes de datos

Los datos utilizados son tomados del Banco Central de la República Dominicana (BCRD) y la Superintendencia de Bancos (SIB), en frecuencia mensual⁶ para el periodo 2007-2018. La inestabilidad de la volatilidad condicional de la política fiscal se aproxima a partir de los ingresos y gastos, segmentados por tipo. La inestabilidad macroeconómica se obtiene a partir de los cambios relativos de las innovaciones de la inflación, el tipo de cambio, el crédito y la actividad económica como variable proxy del crecimiento económico. Además, para el estudio macro-prudencial se utilizan variables de corte financiero, como: las tasas interbancarias, las tasas activas de corto y largo plazo, la liquidez y los resultados de operación consolidados de todo el sistema financiero. La volatilidad de las series macroeconómicas, siguiendo los trabajos de la CEPAL (2008, p. 53) y de Ramírez y Ovalles (2014), se mide a partir de la varianza condicional de las series y se considera como proxy de malestar social.

Las series originales se transforman a su primera diferencia logarítmica dada su no estacionariedad en niveles (Anexo 3). Adicionalmente, las series de tipos de interés, siguiendo a No-

6 Para intentar captar el efecto de la política fiscal en frecuencias menores a la anual (Rother, 2004).

vales (2017), se modifican al generar un índice de precio nominal 100, con estructura de pago igual a la de un bono cupón cero, sobre el que se calcula la variación logarítmica, asumiendo: $P_t = 100/(1 + r_t)^T$, donde T representa el vencimiento para el caso de tasas superiores al año; y, $P_t = 100/(1 + \beta r_t)$, para vencimientos inferiores al año, siendo β la proporción del año representada en la serie.

3.2. Transferencia en volatilidad y modelos de estado

La estimación de volatilidad se realiza a partir de GARCH multivariados (mGARCH) que permiten realizar la estimación de la volatilidad de cada variable por separado sin perder la dinámica conjunta del sistema, y verificar si existe un contagio de la volatilidad fiscal sobre los niveles y las volatilidades de las demás variables consideradas. Esas series de volatilidades condicionales se incluyen en el SVAR para verificar posibles transferencias de choques de volatilidad fiscal a niveles y volatilidades de series macro.

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + u_t \quad (1)$$

Donde Y_t represente el vector de k variables endógenas; A_i es una matriz $[k \times k]$ con los coeficientes de rezagos asociados al i -ésimo retardo de la variable endógena correspondiente; u_t es una matriz $[T \times k]$ de k innovaciones con $E[u_t] = 0$, $E[u_t u_t'] = \Sigma_u$ y $E[u_t u_s'] \neq 0$ para $s \neq t$, que se comportan como ruido blanco. La versión estructural de la estimación reducida del VAR anterior se estima como:

$$B Y_t = B \alpha_0 + B \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + B u_t \quad (2)$$

Donde B recoge las relaciones contemporáneas entre las variables, esta estrategia se utiliza siguiendo la versión estructural usada por Ramírez y Pérez (2014), pero agregando variables exógenas indicadoras sobre las reformas fiscales durante el periodo, para estudiar el efecto del gasto fiscal sobre la actividad económica, y usando series de volatilidad para verificar efectos sobre otras series de volatilidad y sobre las series en niveles. La selección del rezago se determina a partir del criterio de información Akaike (Ecuación 3), y la validación se realiza a partir del test multivariado de autocorrelación residual de Breusch-Godfrey (1978).

$$AIC(n) = \ln \det \left(T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t \hat{u}_t' \right) + \frac{2}{T} nk^2 \quad (3)$$

La volatilidad condicional se obtiene a partir de la generalización de los modelos ARCH (GARCH), propuesta por Bollerslev (1986) y presentada en la Ecuación 4. Donde α indica el efecto ARCH asociado al residuo del modelo ARIMA considerado; y β captura la persistencia en volatilidad. Adicionalmente, al modelar $y_t \sim ARIMA$, permite que no toda la volatilidad sea considerada como dañina.

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \epsilon_t \quad (4)$$

Asumiendo la evidencia de clusters de volatilidad, se utiliza el modelo Markov Switching Garch combinado con la especificación asimétrica (gjr-GARCH) propuesta por Glosten et al. (1993), con k regímenes en la especificación (Heas et al. 2004), para condicionar el modelo al estado de la economía:

$$\begin{aligned} y_t | (s_t = k,) &\sim S(0, h_{k,t}, v) \\ h_{k,t} &= \alpha_{0,k} + [\alpha_{1,k} + \alpha_{2,k} \mathbb{I}_{\{y_{t-1} < 0\}}] \\ &y_{t-1}^2 + \beta_k h_{k,t-1} + \varepsilon_{k,t} \end{aligned} \quad (5)$$

Donde $S(0, h_{k,t}, v)$ es la distribución continua de la serie estudiada, con media 0, varianza cambiante en el tiempo $h_{k,t}$ y el error del modelo v . Adicionalmente s_t corresponde a una variable estocástica definida en tiempo discreto $\{1, 2, \dots, K\}$, que modeliza la probabilidad de estar en uno de los k estados considerados. En el documento, esta variable de estado se supone homogénea, ergódica y que se comporta como una matriz de transición $[k \times k]$ correspondiente a una cadena de Markov de primer orden (Haas, Mittnik, & Paoletta, 2004).

$$P = \begin{bmatrix} p_{1,1} & \cdots & p_{1,K} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{K,1} & \cdots & p_{K,K} \end{bmatrix} \quad (6)$$

Donde $p_{i,j} = \Pr[s_t = j | s_{t-1} = i]$ es la probabilidad de transición del estado i en el periodo anterior ($t - 1$), al j en (t) (Ardia, Bluteau, Boudt, Catania, & Trottier, nd). Por tanto, $p_{i,j}$ mantiene las siguientes restricciones: $0 < p_{i,j} < 1 \forall i, j \in \{1, 2, \dots, K\}$ y $\sum_{j=1}^K p_{i,j} = 1 \forall i \in \{1, 2, \dots, K\}$. Ahora, la parametrización de la varianza $S(\cdot)$ se obtiene condicionada al estado de volatilidad vigente en la economía $E[y_t^2 | s_t] = h_{k,t}$, donde $h_{k,t}$ sigue siendo la varianza condicional, pero ahora en función al estado de volatilidad vigente.

Adicional a la estimación asimétrica del GARCH, se estiman volatilidades estocásticas sobre los rendimientos logarítmicos de las series estudiadas $\{y = (y_1, y_2, \dots, y_n)'\}$, donde el

vector de parámetros $\Theta = \mu, \sigma, \phi$, estimado mediante inferencia bayesiana: representa el nivel de la log-varianza, la volatilidad de la log-varianza y la persistencia de la varianza, respectivamente (Kastner, 2016).

$$\begin{aligned} y_t | h_t &\sim N(0, \text{Exp}\{h_t\}) \\ h_t | h_{t-1}, \mu, \sigma, \phi &\sim N(\mu + \phi(h_{t-1} - \mu), \sigma_\eta^2) \\ h_0 | \mu, \sigma, \phi &\sim N(\mu, \sigma_\eta^2 / (1 - \phi^2)) \end{aligned} \quad (7)$$

El análisis se extiende a los casos multivariados para estudiar transferencia de volatilidad. En este sentido se utiliza un GARCH extendido, considerando la autorocorrelación observada en las series a partir del modelo propuesto por Engle and Kroner (1995) (BEKK).

$$h_t = a + A\varepsilon_{t-1}^2 + Bh_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Donde la matriz B contiene fuera de su diagonal principal los coeficientes que miden la transferencia en volatilidad. Por lo que, su significancia estadística corresponde a la verificación del test de transferencia en volatilidad:

$$\begin{aligned} h_t &= \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 \\ \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \\ &+ \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{1,t-1} \\ h_{2,t-1} \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (9)$$

Donde ε_1^2 representa la tasa de variación de las series fiscales o de los residuales del modelo ARIMA para la autocorrelación de las series, según corresponda; mientras que ε_2^2 tiene la

misma representación, pero de las series económicas y financieras; por tanto, el coeficiente α_{21} representa el efecto en la volatilidad de las series fiscales derivadas de choques no esperados de la política fiscal (ARCH); h_1 es la volatilidad de la política fiscal; y, β_{21} indica la transferencia de volatilidad de la política fiscal (GARCH) sobre las demás series consideradas. Posteriormente, se estima la extensión asimétrica del BEKK, que permite capturar el impacto de los shocks retardados en función del signo de los mismos:

$$h_t = a + A\varepsilon_{t-1}^2 + D\varepsilon_{t-1}^2 \mathbb{I}_{\{\varepsilon_{t-1} < 0\}} + Bh_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

La expresión matricial de esta ampliación asimétrica propuesta por Engle y Ng (1998), en el caso de dos variables, se puede expresar cada serie de volatilidad en función de la volatilidad retardada de la segunda variable, donde $C'C$ es la constante del modelo; K es una matriz diagonal que asume valores indicadores, asumiendo el valor de 1 cuando la innovación retardada es negativa; y D , es la matriz de coeficientes asimétricos.

$$h_t = C'C + A\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}A' + Bh_{t-1}B' + D(K_{t-1}\varepsilon_{t-1})(K_{t-1}\varepsilon_{t-1})'D' + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$C = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix}; A = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix}; B = \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{bmatrix}; D = \begin{bmatrix} \lambda_{11} & \lambda_{12} \\ \lambda_{21} & \lambda_{22} \end{bmatrix}$$

Finalmente, las estimaciones mGARCH multi-estado se realizaron condicionando el vector de variables en función de los estados identificados por los modelos univariados Markov-

GARCH. Por su lado, la estimación de persistencias no lineales en las series (Tabla 2) se efectuaron a partir de un modelo no lineal autoregresivo de orden m . Mientras que las correlaciones condicionales se modelan a partir del modelo DCC-GARCH.

3.3. Modelo de equilibrio general

El modelo que se presenta a continuación considera que podría existir ciertos grados de rigideces nominales en la economía, tanto de salarios como de precios (Melina, 2010), con lo cual se asume que una porción de las empresas y de trabajadores exhiben cierto grado de poder de monopolio en la fijación de sus precios y negociación de salarios. En el modelo se asume un hogar representativo, con un comportamiento ricardiano. Este maximiza su utilidad eligiendo entre el consumo y las horas ofertadas de trabajo, durante un horizonte infinito de tiempo, como se expresa a continuación,

$$\max_{C_t, L_t, B_t} \sum_{t=0}^{\infty} \beta \left[\frac{(C_t - hC_{t-1})^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{(N_t)^{1+\nu}}{1+\nu} \right] \quad (12)$$

$$\begin{aligned} \text{s.t} \quad & (1 + \tau_t^c)C_t + I_t + \frac{B_t^N}{R_t} = (1 - \\ & \tau_t^w)W_t L_t + r_t^k z_t K_{t-1} - \psi(z_t K_{t-1}) + \\ & Div_t + \frac{B_{t-1}^N}{\pi_t} - T_t \end{aligned} \quad (13)$$

Donde C_t es el consumo y W el salario real percibido por hora trabajada. De igual manera, K_t es el capital físico, z_t nivel

de capacidad de utilización; Div, dividendos pagados por las empresas; B_t^N , es el valor de los bonos comprados en el periodo t ; R_t , es la tasa de interés en términos reales y el costo de utilización está dado por la función ψ . En adición, $\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}}$, representan la inflación del periodo. Finalmente, T_t , es un impuesto tipo lump-sum (una suma fija recaudada por el gobierno), mientras que, τ_t^c y τ_t^w son impuestos sobre el consumo y los ingresos laborales, respectivamente.

En otro tenor, la ley de moción del capital viene dada por:

$$K_t = (1 - \delta)K_{t-1} + \left[1 - S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right)\right] I_t \quad (14)$$

Donde δ , es la tasa de depreciación del capital y I_t es la inversión bruta. Adicionalmente, S denota el costo de ajuste de la inversión. Finalmente, la función de costo adoptada es:

$$S(x) = \frac{\varphi}{2} (x - 1)^2 \quad (15)$$

En la economía descrita se asumen dos tipos de empresas representativas, una que produce bienes finales y otra que produce bienes intermedios. Ambas, tienen por objetivo la maximización de los beneficios presentes (Π_t), ajustándolos por un factor de descuento y la utilidad marginal de los hogares.

El sector de bienes finales se asume perfectamente competitivo. Este combina un continuo de bienes intermedios diferenciados $Y_t(j)$ (indexado por $j \in [0,1]$) en bienes finales (Y_t) y

los vende a los hogares y al Gobierno. La tecnología de producción de este sector está dada por:

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_t(j)^{\frac{1}{1+\lambda_p}} dj \right]^{1+\lambda_p} \quad (16)$$

Asumida una ausencia de efectos inter-temporales, estos resuelven un problema estático, maximizando sus beneficios, los cuales vienen dados por:

$$\Pi_t = P_t Y_t - \int_0^1 P_t(j) Y_t(j) dj, \quad (17)$$

Donde $P_t(j)$ es el precio del bien intermedio j y P_t es el precio agregado del bien. Además, λ_p determina el estado estacionario de los recargos de las firmas de bienes intermedios y se puede interpretar como una medida de su poder de mercado. El nivel de precio se puede derivar usando la condición de beneficio cero para las firmas perfectamente competitivas:

$$Y_t = \left[\int_0^1 P_t(j)^{-\frac{1}{\lambda_p}} dj \right]^{-\lambda_p} \quad (18)$$

Cada bien intermedio es producido por una empresa j monopolísticamente competitiva que se enfrenta a una función de producción tipo Cobb-Douglas con costos fijos (Φ):

$$Y_t(j) = Z_t^a K_t^d(j)^\alpha L_t^d(j)^{1-\alpha} - \Phi \quad (19)$$

$K_t^d(j)$ y $L_t^d(j)$ denotan la demanda de capital y trabajo de la empresa j , respectivamente; α , es la participación del capital en la producción y Z_t^a , es la productividad agregada de los factores, la cual sigue un proceso autorregresivo:

$$\log(Z_t^a) = \rho_a + \log(Z_{t-1}^a) + \eta_t^a \quad (20)$$

Donde η_t^a es un shock Gausiano i.i.d. En adición, las empresas tienen que pagar salarios W_t por cada unidad de trabajo y pagar una renta r_t^k a los hogares por uso del capital. De esta manera, el problema de optimización de los productores puede ser dividido en dos partes: (i) el problema de determinar la demanda de capital y trabajo que le permita minimizar los costos de producir una cantidad $Y_t(j)$ de bienes, expresado como:

$$\begin{aligned} \min_{K_t^d(j), L_t^d(j)} \quad & r_t^k K_t^d(j) + W_t L_t^d(j) \quad \text{s.t.} \\ & Y_t(j) = Z_t^a K_t^d(j)^\alpha L_t^d(j)^{1-\alpha} - \Phi \end{aligned} \quad (21)$$

Y (ii) el problema de fijar un precio óptimo que maximice las expectativas de beneficios, el cual se establece por el esquema Calvo (1983), donde las empresas productoras de bienes intermedios fijan sus precios siguiendo dos mecanismos distintos, una proporción lo hace mediante señales de cambios de precios, con una probabilidad $(1 - \zeta_p)$ de recibir la señal; mientras que otra porción indexa sus precios a la inflación observada un periodo previo ($\pi_{t-1} = \frac{P_{t-1}}{P_{t-2}}$). La tasa actual de indexación es igual a $\pi_{t-1}^{\gamma_p}$, con γ_p como el grado de indexación. De esta manera, el problema de las empresas que pueden fijar sus precios parte de la diferencia entre ingresos por venta y los costos:

$$\begin{aligned}
 & \max \\
 & P_t(j) \\
 & E_t \left[\sum_{\delta=0}^{\infty} (\beta \zeta_p)^\delta \frac{\lambda_t + \delta}{P_{t-2}} \left(\frac{\Pi_{s=1}^\delta \pi_{t+s-1}^{\gamma_p}}{P_{t+\delta}} P_t(j) - \right. \right. \\
 & \left. \left. mc_t + \delta \right) Y_{t+\delta}(j) \right] \quad (22)
 \end{aligned}$$

Dada la siguiente función de demanda:

$$Y_{t+\delta}(j) = \left(\frac{\Pi_{s=1}^\delta \pi_{t+s-1}^{\gamma_p}}{P_{t+\delta}} P_t(j) \right)^{\frac{1+\lambda_p}{\lambda_p}} Y_t \quad (23)$$

Por lo anterior, el problema de maximización se puede expresar como:

$$\begin{aligned}
 & E_t \left[\sum_{\delta=0}^{\infty} (\beta \zeta_p)^\delta \frac{\lambda_t + \delta}{P_{t-2}} \left[\left(\left(\Pi_{s=1}^\delta \pi_{t+s-1}^{\gamma_p} \right) \frac{P_t^*(j)}{P_{t+\delta}} \right)^{-\frac{1}{\lambda_p}} \right. \right. \\
 & \left. \left. - mc_{t+\delta} \left(\Pi_{s=1}^\delta \pi_{t+s-1}^{\gamma_p} \right) \frac{P_t^*(j)}{P_{t+\delta}} \right)^{-\frac{1+\lambda_p}{\lambda_p}} Y_{t+\delta} \right] \right] \quad (24)
 \end{aligned}$$

Dada la utilización de capital variable, se mantiene la siguiente relación entre la demanda y oferta de capital (Condición de clareo de mercado):

$$K_t^d = z K_{t+1} \quad (25)$$

El mercado laboral se vacía:

$$L_t^d = L_t \quad (26)$$

Mientras que la condición de clareo del mercado de bonos es:

$$B_t = 0 \quad (27)$$

Dado que todas las empresas productoras de bienes intermedios enfrentan los mismos precios de los factores de producción y emplean tecnología idéntica de rendimientos constantes a escala, la demanda agregada de los factores de producción puede considerarse como la demanda de los factores de producción de una empresa representativa.

$$Y_t^s = Y_t(j) \quad (28)$$

$$K_t^d = K_t^d(j) \quad (29)$$

$$L_t^d = L_t^d(j) \quad (30)$$

El Gobierno colecta impuestos de tipo “lump sum”⁷ (T_t), impuestos sobre los salarios (τ_t^w), impuestos sobre el consumo τ_t^c e impuesto sobre la utilidad de las empresas (τ_t^u). Además, puede obtener dinero de la colocación de bonos (B_t^N). Con esos ingresos el gobierno paga intereses de sus deudas y compra

7 Monto global recolectado de los agentes económicos independientemente de sus transacciones.

bienes de las empresas (G_t), enfrentando la siguiente restricción presupuestaria:

$$\underbrace{G_t + \frac{B_{t-1}^N}{P_t}}_{\text{Gastos}} = \underbrace{T_t + \frac{B_t^N}{P_t R_t} + \tau_t^c C_t + \tau_t^w W_t L_t + \tau_t^u \Pi_t}_{\text{Ingresos}} \quad (31)$$

En adición, el gobierno sigue una política discrecional tanto en la determinación de los impuestos como del gasto. De esta manera, la política fiscal se considera exógena y causa distorsiones a las decisiones óptimas de los agentes vía shocks que causan fluctuaciones cíclicas alrededor del estado estacionario de la economía (Hamilton, 2017). De acuerdo con lo anterior, la política de gasto del gobierno se determina de forma exógena como sigue:

$$\log(G_t) = (1 - \rho_g) \log(\overline{G_t}) + \rho_g \log(G_{t-1}) + \eta_t^g \quad (32)$$

Finalmente, tenemos la reacción de la administración tributaria del país, la cual afecta la decisión de los agentes económicos por medio de shocks exógenos análogos al gasto:

$$\log(\tau_t^i) = (1 - \rho_g) \log(\overline{\tau_t^i}) + \rho_g \log(\tau_t^i) + \eta_t^i \quad (33)$$

Donde (i) denota cada uno de los impuestos antes mencionados. En términos de política monetaria, el Banco Central fija la tasa de interés basado en la regla siguiente:

$$\log(R_t) = \rho_R \log(R_t/\bar{R}) + (1 - \rho_R)[r_\pi * \log(\pi_t) + r_{PIB} * \log(PIB_t/\bar{PIB}) + \eta_t^R] \quad (34)$$

Denotando la preocupación de las autoridades monetarias por los desvíos de la tasa de interés y el producto de sus estados estacionarios, así como por la evolución del nivel de precios de la economía.

4. Resultados

4.1. Hechos básicos sobre la volatilidad

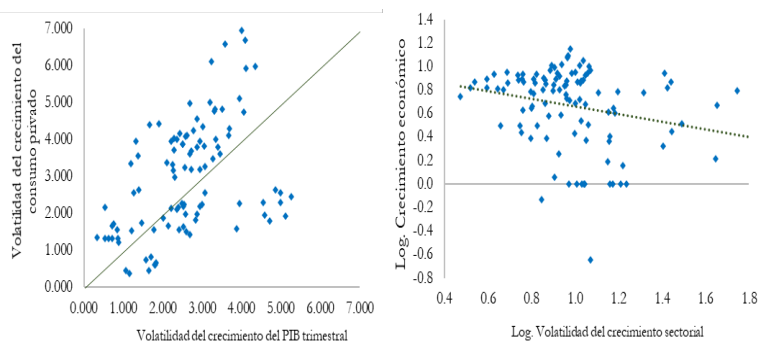
La volatilidad en la República Dominicana, medida a partir de las fluctuaciones del crecimiento económico, aunque ha sido inferior a la de los países del Caribe y otros como Perú o Nicaragua, es superior al promedio regional y global, así como a la volatilidad de los países miembros de la OCDE (Anexo 1) (Cárcamo & Pineda, 2014, p. 17) (Guzmán & Fanelli, 2008, p. 10). Esto ha incidido en que algunos estudios clasifiquen al país como uno de alta volatilidad (Loayza, et al. 2007, p.343), pese a que otros muestran que el nivel de volatilidad macroeconómica nacional ha estado por debajo del promedio regional (Sancak & Jaramillo, 2007, p. 16), o apuntan a la baja volatilidad relativa de variables como el tipo de cambio (Ramírez N., 2015).

Respecto a la dinámica de la volatilidad nacional, se verifica que el consumo tiende a ser más volátil que el producto⁸ (Gráfico 1), lo que se traduce en mayores costos de la volatilidad en términos de bienestar, condición que la literatura asocia con el bajo nivel de desarrollo del mercado financiero, que impide a las familias amortiguar las fluctuaciones del ciclo. Adicionalmente, se verifica una relación negativa volatilidad/crecimiento, que puede resultar de los vínculos de la volatilidad con la incertidumbre y su posterior efecto sobre la inversión. Condiciones que pueden ser acentuadas a partir de políticas fiscales pro-cíclicas, frecuentes en países en desarrollo, aunque la literatura nacional ha encontrado evidencias enfrentadas referidas al carácter cíclico de la política fiscal en el país.⁹

8 Resultados similares a los obtenidos en la literatura empírica para países en desarrollo.

9 Respecto al carácter pro-cíclico de la política fiscal en el país, pese a la conclusión tradicional de una política fiscal con vocación pro-cíclica (Lozano, 2017) (OCDE, 2013, p. 13), donde los choques fiscales mantienen un comportamiento pro-cíclico (BCRD, 2017, p. 70), otros estudios recientes apuntan a que el país ha mantenido una postura fiscal contra-cíclica o neutral durante el periodo 2009-2017 (Pérez & Brens, 2018, p. 20), lo que favorecería una reducción de la volatilidad.

Gráfico 1. (a) Relación entre la volatilidad del producto y la del consumo; (b) Relación entre volatilidad macroeconómica y crecimiento, 1991-2019



Nota. La volatilidad del crecimiento y el consumo se estimaron a partir de datos trimestrales presentados por el BCRD, usando índices de volumen encadenados referenciados al año 2007, utilizando ventanas móviles de volatilidad, con amplitud de 8 observaciones, entre 1994-2018. Para la relación crecimiento volatilidad, se utilizó la información homogénea de crecimiento del PIB por sectores de origen (índices de volumen encadenados referenciados al año 2007), siendo la volatilidad la desviación estándar del crecimiento del PIB por sector de origen para el año en cuestión, durante el periodo 1992-2018.

Fuente. Elaboración propia a partir de datos del Banco Central de República Dominicana.

Los rankings de volatilidad según estado de la economía (Tabla 1), muestran que las series fiscales presentan mayor volatilidad relativa,¹⁰ independientemente al nivel de actividad económica, incluyendo cuando la actividad económica se encuentra por encima de su potencial¹¹ o durante contextos adversos de variación negativa de la actividad económica. Mostrando las series fiscales mayor volatilidad respecto a los ciclos económicos (BID, 2010, p. 6). Resultados que podrían estar asociados al carácter discrecional del manejo fiscal, dado

10 Aspecto propio de economías en desarrollo (Loayza, Ranciere, Servén, and Ventura, 2007).

11 El potencial se define a partir de la tendencia estimada a partir del filtro Hodrick-Prescott.

que se constituye en una fuente de volatilidad (Ramírez & Ovalles, 2014).

Conicionados al nivel de actividad, la volatilidad de las series macro (IMAE, inflación, tipo de cambio) tiende a ser mayor en casos de variaciones positivas de la actividad económica, contrario a las series fiscales asociadas al gasto (corriente y de capital) y los ISR, que presentan un comportamiento “contra-cíclico” de mayor volatilidad en contexto de caída de la actividad económica. Por tanto, condicionado al comportamiento del IMAE, no existe una coincidencia cronológica entre los estados de alta volatilidad del gasto fiscal y de la volatilidad macro,¹² aunque la volatilidad macroeconómica tiende aumentar en contexto de alta volatilidad del gasto.

12 Referidos al nivel de volatilidad del resto de series macroeconómicas, la actividad económica tiende a mayor volatilidad en contexto de aumentos en el nivel de actividad o cuando el nivel de actividad está por debajo del potencial; la inflación, muestra mayor volatilidad en contexto de variaciones positivas de la actividad económica y cuando el nivel de actividad se encuentra por debajo del potencial; referidos al tipo de cambio, su volatilidad está asociada con el nivel de actividad económica.

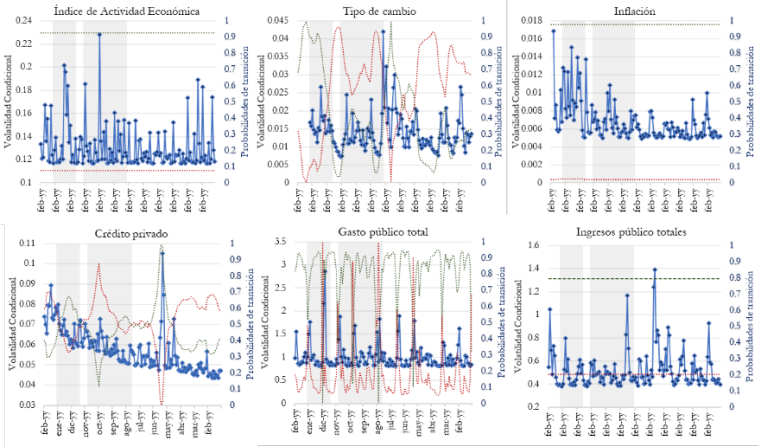
Tabla 1. Variabilidad de variables macroeconómicas seleccionadas, según condiciones de la actividad económica y estados de volatilidad, 2007-2018

Series macroeconómicas	Coef. Var.	Tasa de variación de la actividad económica		Índice de actividad		Estado de volatilidad del gasto público	
		Positiva	Negativa	Por debajo del potencial	Por encima del potencial	Baja	Alta
Índice de Actividad Económica	8.30	4.87	3.63	5.43	4.98	3.06	6.28
Imae ajustado por estacionalidad	5.02	2.63	1.87	2.79	2.68	2.68	3.31
Gasto público total	18.91	10.95	13.85	18.47	43.78	5.43	25.79
Gasto público corriente	15.32	7.70	10.87	14.56	22.36	3.93	20.03
Gasto público de capital	41.24	25.67	66.48	60.33	295.14	12.28	82.20
Gastos por intereses de la deuda	59.36	34.62	31.25	27.48	321.17	19.57	55.74
Inflación	1.81	1.78	1.43	1.99	1.63	1.86	2.44
Tipo de Cambio (venta)	1.47	1.45	0.99	0.98	1.08	1.68	1.94
Tipo de Cambio (Compra)	1.51	1.46	1.02	0.98	1.09	1.71	1.93
Ingresos fiscal total	29.60	20.74	6.64	16.49	14.22	8.45	13.53
Ingresos corrientes	29.26	20.44	6.64	16.49	13.80	8.45	13.30
Ingresos por Impuestos Sobre la Renta	286.19	205.40	12.36	32.70	63.08	83.39	23.21
Ingresos por ITBIS	11.72	7.97	6.42	9.01	6.94	4.97	7.47
Ingresos por Impuestos Selectivos	20.85	11.82	9.26	12.36	13.11	6.54	10.64
Reservas internacionales Netas	8.24	5.78	4.82	4.85	5.38	3.17	7.33
M1	4.27	2.95	2.46	2.62	3.37	2.35	3.88
Préstamos al sector privado (sin consumo)	1.17	1.15	0.94	0.91	1.58	1.48	2.03
Préstamos al consumo	0.81	0.92	0.91	0.86	1.02	1.55	1.74

Nota. Se utiliza el coeficiente de variación para poder ajustar las escalas de las series presentadas. El nivel potencial de la tasa de actividad económica es estimó a partir de la pendiente aditiva de su serie. Los estados de alta volatilidad, se corresponden con el nivel de volatilidad del IMAE, considerando alta volatilidad cuando esta es superior al promedio de la serie histórica de volatilidad estimada mediante un ARMA-GARCH presentado en el cuadro 2. Fuente. Elaboración propia a partir de datos del Banco Central de República Dominicana.

La evolución histórica de la volatilidad de las series muestra *clusters* de volatilidad y reversión a la media, observándose una reducción de la volatilidad de la inflación, el crédito privado y los ingresos públicos (Gráfico 2), y una reducción de sus probabilidades de mantenerse en un estado de alta volatilidad. Por su parte, contrario a las demás series macro, el gasto público muestra un incremento de su probabilidad de pasar a un estado de alta volatilidad (situación donde su serie histórica adquiere mayor persistencia en volatilidad y tiende a aumentar la volatilidad general), lo que podría asociarse a un contexto económico positivo, contrario a lo sucedido con los ingresos, que su volatilidad responde más al entorno económico adverso.

Gráfico 2. Evolución histórica de la volatilidad condicional y las probabilidades de transferencia de estado para las series macroeconómicas seleccionadas, 2007-2018



Nota. La banda gris resalta periodos de crisis externas como la gran recesión diciembre 2007-junio 2009. 2010-2012 crisis del Euro. Mientras que las líneas discontinuas indican los estados de transferencia de volatilidad.

Fuente. Elaboración propia a partir de datos del Banco Central de la República Dominicana (BCRD).

Los modelos de volatilidad condicional (ARIMA-GARCH), acorde con la literatura, evidencian heterocedasticidad en las series macroeconómicas (Tabla 2). Los ingresos fiscales, la inflación y el tipo de cambio, son las variables con mayor persistencia relativa en volatilidad; mientras que el gasto público no presenta memoria en términos de volatilidad histórica, aunque la Tabla 3 refleja que esta amnesia no se verifica en contextos de alta volatilidad del gasto fiscal, que corresponde a episodios de caídas de la actividad económica y nivel de actividad por encima del potencial (Tabla 1). Estando la persistencia en volatilidad del gasto, asociada positivamente con el nivel de volatilidad y condicionada al contexto económico.

Tabla 2. Modelo ARMA-GARCH de volatilidad condicional
 con test ARCH de Engle y persistencia estadística de las series
 macroeconómicas seleccionadas, 2007-2018

Coefficientes ARMA-GARCH / Estadísticos	Índice de Actividad Económica	Tipo de cambio	Inflación	Crédito privado	Gasto público total	Ingresos totales
ARIMA						
μ	0.004*** -0.001	0.001*** -0.0002	0.003*** -0.001	0.008*** -0.001	0.023 -0.024	0.015 -0.01
ρ_1	0.993*** -0.103	0.232** -0.104	-0.588*** -0.083	-0.620*** -0.07		
ρ_2	-0.322*** -0.097	-0.340*** -0.081	-0.523*** -0.069			
θ_1	-0.777*** -0.062	-0.570*** -0.104	0.366*** -0.084			
θ_2	0.254*** 0.0000					
GARCH						
ω	0.001** -0.0002	0.00000* 0	0.00000* 0	0.0001 -0.0001	0.047 -0.037	0.002 0.0000
α_{11}	0.169 -0.112	0.293** -0.116	0.207** -0.083	0.226 -0.203	0.224 -0.192	
β_{11}	0.22 -0.257	0.464** -0.183	0.745*** -0.081	0 -0.603	0 -0.733	0.858 0.0000
Estadístico del modelo						
Observaciones	143	143	143	143	143	143
Log Likelihood	-293.81	-643.399	-565.863	-428.353	-1.616	-102.159
Akaike Inf. Crit.	-4.039	-8.901	-7.83	-5.921	0.061	-1.345
Bayesian Inf. Crit.	-3.936	-8.756	-7.706	-5.817	0.186	-1.221
Autocorrelación						
Ljung-Box [†]	0.1619	0.9669	0.3546	0.3857	0.6962	0.5748
Box-Pierce [†]	0.1934	0.9720	0.4029	0.4312	0.7230	0.6142
Afecto ARCH						
Portmanteau-Q test [†]	0.6190	0.0000	0.0476	0.7590	0.0013	0.9480
Lagrange-Multiplier [†]	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Persistencia de la serie (AR(1) no lineal)						
Low regime	-0.6322	0.7358	0.6637	0.2319	-0.2464	-0.1833
High regime	-0.7634	0.1861	0.3086	-0.2320	-1.8414	-1.4100

Nota. La estimación ARIMA se realiza minimizando el criterio Akaike. El test ARCH de heterocedasticidad se realiza a partir del test Portmanteau-Q test. Los modelos GARCH suponen una distribución normal. Note que la validez de los modelos se verifica a partir de la ausencia de autororrelación en los modelos estimados, en los denominados test de Box. (†) Corresponde a los valores p de las pruebas respectivas.
 Fuente. Elaboración propia a partir de datos del Banco Central de República Dominicana.

Las importantes diferencias relativas en el nivel de volatilidad, precisan que los modelos consideren el estado de la economía. A partir de modelos markovianos (Tabla 3) se verifica que salvo en la inflación, la persistencia (β_k) en volatilidad de las series macro fluctúa según el contexto de volatilidad: para el tipo de cambio, esta persistencia está asociada positivamente con el nivel de volatilidad, lo que Ramírez (2015, p. 39) describió como una trampa de volatilidad, que en el modelo presente, se traduce en que la probabilidad de estar en un estado de alta volatilidad cambiaria, condicionada a estar previamente en este estado, es de 0.9108. Esta relación entre persistencia y nivel de volatilidad, se verifica además con el crédito privado y el gasto público; mientras que los ingresos fiscales y la inflación, muestran persistencia similar independientemente al estado de volatilidad.

Tabla 3. Modelo de volatilidad condicionada con cambio de
régimen (Markov) de series macroeconómicas seleccionadas,
2007-2018

Coefficientes GJR- GARCH	Índice de Actividad Económica	Tipo de cambio	Inflación	Crédito privado	Gasto público total	Ingresos totales
Estado 1						
α_{01}	0.0011 (0.000)	0.0000 (0.130)	0.3637 (0.020)	0.0002 (0.017)	0.0273 (0.000)	0.0091 (0.071)
α_{11}	0.0800 (0.275)	0.1654 (0.210)	0.0001 (0.000)	0.3520 (0.063)	0.4663 (0.011)	0.3918 (0.061)
α_{21}	0.3080 (0.089)	0.6770 (0.073)	0.6190 (0.000)	0.0001 (0.000)	0.0003 (0.477)	0.0001 (0.476)
β_{11}	0.0009 (0.494)	0.4704 (0.010)	0.5303 (0.000)	0.0000 (0.000)	0.0000 (0.496)	0.2434 (0.061)
μ_{11}	99.7611 (0.000)	92.4122 (0.132)	3.1448 (0.000)	99.9354 (0.000)	99.9984 (0.000)	11.2873 (0.099)
Estado 2						
α_{02}	0.0011 (0.169)	0.0000 (0.022)	0.3637 (0.046)	0.0000 (0.405)	0.1331 (0.497)	0.0091 (0.334)
α_{12}	0.0814 (0.466)	0.9959 (0.000)	0.0001 (0.000)	0.0000 (0.489)	0.0000 (0.495)	0.3920 (0.292)
α_{22}	0.3071 (0.393)	0.0047 (0.409)	0.6190 (0.000)	0.0300 (0.034)	0.0001 (0.458)	0.0002 (0.497)
β_{12}	0.0009 (0.498)	0.0017 (0.375)	0.5303 (0.000)	0.9845 (0.000)	0.3560 (-0.0498)	0.2434 (0.254)
Volatilidad incondicional anual						
Estado 1	0.1332	0.0416	5.3278	0.0589	0.7794	0.5439
Estado 2	0.0384	0.0173	5.3694	0.0762	1.5692	0.5404
Prob. 1	0.0743	0.4216	0.5749	0.0171	0.8125	0.7947
Prob. 2	0.9257	0.5784	0.4251	0.0228	0.1875	0.2053
Matriz transición						
$t k=1 - t+1 k=1$	0.9788	0.9108	0.8251	0.8885	0.8629	0.9256
$t k=1 - t+1 k=2$	0.0212	0.0892	0.1749	0.1115	0.1371	0.0744
$t k=2 - t+1 k=1$	0.2640	0.0650	0.2365	0.0949	0.5939	0.2879
$t k=2 - t+1 k=2$	0.7360	0.9350	0.7635	0.9051	0.4061	0.7121

Nota. Entre paréntesis se presentan los valores p asociados a los coeficientes. La volatilidad incondicional se expresa de forma anual al multiplicar por $\sqrt{12}$. El modelo estimado es un GARCH asimétrico, ajustado por estado de la variable, con distribución t-student para capturar colas pesadas en las distribuciones.

Fuente. Elaboración propia a partir de datos del Banco Central de República Dominicana.

En términos de apalancamiento, el signo positivo del coeficiente que captura este efecto, indica que en las series macroeconómicas los choques negativos tienden a tener un impacto mayor que los positivos en su nivel de volatilidad, siendo este

efecto mayor en estados de alta volatilidad de la actividad económica y del tipo de cambio, aunque estos coeficientes no resultan significativos en las series fiscales (Tabla 3).

Referidos a la dinámica correlación/volatilidad¹³ (Gráfico 3), pese a que las correlaciones dinámicas (DCC-GARCH) entre el gasto fiscal y las series macro, ha mostrado importantes fluctuaciones y se han reducido durante el periodo (Anexo 4), se verifica que existe una relación positiva entre “la correlación de la política fiscal y la actividad económica” (medida en términos absolutos) y “la volatilidad de la actividad económica”, por lo que, puede existir un costo en términos de volatilidad derivado de la pro-cíclicidad de la política fiscal, coherente con la evidencia regional (Perry, 2003, p. 2) (Rosario, 2018).

Además, se observa que a niveles bajos de volatilidad existe baja asociación de la política fiscal con el crédito privado y el nivel de actividad económica, tal como se ha resaltado en la literatura regional (Ramírez N. , 2006). Aunque, en el caso de la inflación se observa un cambio de signo en la correlación en función del nivel de volatilidad, verificándose a mayor volatilidad una mayor asociación negativa, mientras a menor volatilidad esta asociación cambia de signo, infiriéndose que está en función del nivel de volatilidad.

En el caso de la correlación de la política fiscal con las variables de crédito, también se verifica que esta tiende a crecer (en términos absolutos) en la medida que aumenta la volatilidad, por lo que, salvo en el caso de inflación y el M1, se observa que el nivel de asociatividad de la política fiscal con el resto de las series macroeconómicas, crece (en términos absolutos) en la medida que aumenta la volatilidad de la economía. Esto, podría

13 Al modelizar la relación mediante copulas, se verifica la mayor asociación de volatilidades entre la serie de volatilidades del gasto público y la volatilidad de la inflación y del tipo de cambio, resultando ambos coeficientes significativos.

suponer mayor capacidad de transferencia de choques fiscales en contexto de alta volatilidad macroeconómica.

Gráfico 3. Relación entre las series de volatilidades y correlación condicional (panel izquierdo) y asociación entre niveles de volatilidades (panel derecho), 2007-2018



Nota. Las series de volatilidades y correlaciones condicionales se obtienen a partir del modelo mgjrGARCH multivariante. (*) No se incluye el tipo de cambio, por no observarse una asociación definida en los gráficos de dispersión.

Fuente. Elaboración propia a partir de datos del Banco Central de República Dominicana.

Adicionalmente, se verifica una relación lineal positiva entre el nivel de volatilidad del gasto público y la volatilidad de la actividad económica y la inflación. No así en el caso del tipo de cambio, el crédito o el M1. Estas últimas series, asociadas al contexto financiero, pese a mostrar una relación aparentemente positiva, verifican distintos niveles de correlación dado un mismo nivel de volatilidad de la política fiscal, lo que apunta a cierta insensibilidad en la relación entre ambas series de volatilidades cuando la incertidumbre del gasto público es baja, no así, el nivel de asociación cambia cuando la volatilidad fiscal aumenta, aunque sin ser posible definir un patrón determinado, quizás por la heterogeneidad de fuentes de volatilidad (Seoane, 2014).

4.2. Transferencia de volatilidad

4.2.1. Efecto contagio en series macroeconómicas

Observada la alta volatilidad relativa de las series fiscales y su posible asociación con el resto de la economía, el presente apartado estudia la posibilidad de transferencia condicionada de volatilidad fiscal a partir de GARCH multivariados. La estimación BEKK (Tabla 4) verifica un efecto GARCH (transferencia de volatilidad) del gasto público sobre la actividad

económica y efectos ARCH sobre la inflación,¹⁴ el tipo de cambio,¹⁵ el crédito privado y el M1, siendo la inflación donde se observa mayor efecto relativo. Puntualmente, por cada cambio no anticipado de un punto porcentual en las fluctuaciones del gasto público, se espera que la esperanza condicional de la volatilidad de la inflación se incremente en 3.5 ($\sqrt{12.27}$) puntos de volatilidad, siendo este efecto notablemente superior en contexto de caídas del IMAE y alta volatilidad del gasto público (Anexo 10). Esta incidencia de la volatilidad fiscal sobre la inflación, explicaría parcialmente que parte de la varianza de corto plazo de la inflación no se explica por la política monetaria (Checo, Pradel, & Ramírez, 2019).

Adicionalmente, condicionado al estado de la economía (Anexo 10), en contextos de variaciones positivas de la actividad económica y alta volatilidad del gasto fiscal, los choques fiscales, medidos a partir de variaciones no anticipadas del gasto público, se traducen de manera significativa y amplificada (dados efectos ARCH mayores a 1) en volatilidad de la actividad económica. Mostrando la inflación y la actividad económica, mayores coeficientes ARCH en contexto de alta volatilidad fiscal, donde las series macro muestran mayor volatilidad relativa según lo observado en la Tabla 1, y coincidiendo la mayor asociación entre las fluctuaciones del gasto con el resto de series, con entornos de mayor incertidumbre.

14 Esta incidencia sobre la inflación, dado que esta incide sobre otras series macroeconómicas (Casanova & Ramírez, 2013), puede propagarse sobre el resto de series de la economía, apuntando a efectos indirectos de la volatilidad de la política fiscal. Adicionalmente, Referidos a la ratio gastos/ingresos, como medida de política fiscal, los coeficientes de transferencia de volatilidad resultan positivos, pero no significativos.

15 Que afecta a su vez la inflación, al ser un componente volátil de la inflación subyacente (BCRD, 2017, p. 30) e incide sobre el patrimonio neto de de las empresas y los bancos (World Bank, 2002, p. 58).

Tabla 4. MGARCH-BEKK: efecto del gasto fiscal sobre variables macroeconómicas, 2007-2018

Coeficientes		IMAE	Inflación	Tipo de Cambio	Crédito privado	Credito de consumo	M1
C	C[1,1]	-0.0809	-0.2155	-0.2458	-0.2218	0.2364	-0.2209
		(0.0071)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
	C[1,2]	0.0229	-0.0027	-0.0002	-0.0015	-0.0001	-0.0157
		(0.0000)	(0.3814)	(0.8426)	(0.4511)	(0.9479)	(0.0000)
	C[2,2]	0.0000	0.0053	0.0002	-0.0138	0.0094	0.0310
		(0.9994)	(0.1849)	(0.7745)	(0.0000)	(0.0008)	(0.0000)
ARCH	A[1,1]	-0.7144	0.5993	0.5254	-0.4352	0.6656	0.1377
		(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0003)	(0.0000)	(0.2666)
	A[2,1]	-0.0060	12.2685	7.4261	-7.0067	-0.7575	4.9927
		(0.9943)	(0.0058)	(0.0032)	(0.001)	(0.7505)	(0.0028)
	A[1,2]	0.0013	-0.0057	-0.0002	-0.0016	0.0019	-0.0061
		(0.9185)	(0.0021)	(0.7522)	(0.7624)	(0.6378)	(0.6466)
GARCH	A[2,2]	-0.6898	-0.4430	-0.9211	-0.3793	-0.6523	0.4073
		(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0045)	(0.0000)	(0.0049)
	B[1,1]	0.4499	-0.2335	0.0863	-0.0844	0.1039	
		(0.0000)	(0.2027)	(0.7256)	(0.7998)	(0.5997)	
	B[2,1]	4.9560	-0.0195	-1.1927	0.6839	0.0147	
		(0.0000)	(0.9682)	(0.4371)	(0.6879)	(0.9772)	
GARCH	B[1,2]	0.0422	0.0055	0.0093	0.0071	0.0194	
		(0.0018)	(0.8212)	(0.0000)	(0.5061)	(0.0501)	
	B[2,2]	-0.4238	-0.0034	-0.1448	-0.3703	0.0041	
		(0.0000)	(0.749)	(0.0051)	(0.0000)	(0.8892)	

Nota. La representación de la ecuación 10. Entre paréntesis se presentan los p-valor, estimados a partir de asymptotic theory estimates of standard errors of estimated parameters (Tse & Tsui, 2002). En rojo se resaltan los coeficientes de transferencia significativos.

Fuente. Elaborado con datos del Banco Central de la República Dominicana.

Esta transferencia en volatilidad se verifica además en el modelo BEKK asimétrico (Tabla 5), donde se observa un efecto ARCH significativo del gasto público sobre la volatilidad de la inflación, la actividad económica y el crédito privado, lo que constituye un posible mecanismo de transmisión de los choques de volatilidad fiscal a la economía real, dado que teóricamente mayor incertidumbre provoca menor inversión (De Gregorio, 2007, p. 114); y el efecto empírico del traspaso de las tasas de interés sobre la demanda real (González, 2010). En el caso del M1, el efecto ARCH solo se verifica ante choques negativos del gasto público.

En el caso del gasto de capital, aunque no se verifica efecto GARCH sobre las series macroeconómicas, se verifica un efecto ARCH sobre el crédito privado y el M1. De forma específica, shocks negativos del gasto de capital del gobierno, imprimirían

volatilidad sobre el dinero líquido. En el caso de la inflación, se verifica que shocks positivos (que significan incrementos no anticipados del gasto público en capital) generan volatilidad sobre las variaciones del nivel general de precios (Anexo 4).

Tabla 5. MGARCH-GJR: efecto del gasto fiscal total sobre variables macroeconómicas, 2007-2018

	Coefficientes	IMAE	Inflación	Tipo de Cambio	Crédito privado	Credito de consumo	M1
C	C[1,1]	-0.1779 (3.34373)	0.2037 (2.66951)	-0.2180 (2.52835)	-0.1790 (1.82571)	-0.2327 (7.15422)	-0.1748 (2.85778)
	C[2,1]						
	C[1,2]	0.0033 (0.559)	0.0033 Nan	-0.0011 (5.12296)	0.0009 (0.74874)	0.0005 (0.78795)	-0.0086 (0.02427)
	C[2,2]	0.0230 (3.237)	-0.0001 (0.95243)	-0.0012 Nan	0.0134 (1.03124)	0.0083 (0.01171)	0.0202 (1.82625)
ARCH	A[1,1]	0.7155 (1.717)	-0.0504 Nan	-0.1585 (0.11838)	-0.3790 (0.16536)	0.6376 (1.80103)	0.6518 (0.00076)
	A[2,1]	2.5503 (0.005)	16.2942 (0.00079)	0.3337 (0.95298)	5.6086 (0.04830)	0.3771 (0.93340)	-1.5841 (0.31114)
	A[1,2]	0.0491 (0.008)	0.0001 (0.96971)	-0.0025 (0.06707)	-0.0077 (0.21980)	0.0009 (0.82663)	0.0059 (0.72237)
	A[2,2]	0.2950 (0.088)	-0.0071 Nan	0.7280 (5.21837)	0.5989 (6.79964)	-0.4397 (0.19133)	-0.2131 (0.24143)
GARCH	B[1,1]	-0.2594 (0.064)	0.2891 Nan	-0.2260 (0.07669)	0.2488 (0.14503)	-0.1138 (0.61310)	0.2336 (0.08421)
	B[2,1]	0.0445 (0.953)	0.1215 (0.81723)	2.1996 (0.56508)	-0.0011 (0.99803)	0.0883 (0.98003)	0.2130 (0.74374)
	B[1,2]	-0.0450 (0.042)	-0.0168 (3.74234)	0.0040 (0.00089)	0.0003 (0.97982)	-0.0218 (0.15146)	-0.0068 (0.69800)
	B[2,2]	0.0050 (0.961)	-0.0068 (0.77761)	0.2539 (1.13794)	0.0001 (0.99309)	-0.1233 (0.83028)	0.0141 (0.86903)
GJR	D[1,1]	0.2777 (0.342)	-0.6434 (4.75083)	-0.8819 (1.25042)	-0.5968 (0.01833)	0.1723 (0.62254)	-0.5708 (0.03188)
	D[2,1]	-0.9359 (0.523)	-2.4869 Nan	0.2288 (0.97937)	-5.8732 (0.14063)	-4.4263 (0.32608)	-4.9082 (0.01064)
	D[1,2]	-0.0403 (0.400)	0.0066 (0.04695)	0.0031 (0.07763)	-0.0050 (0.54396)	-0.0001 (0.98752)	-0.1821 (2.44183)
	D[2,2]	0.7781 (0.000)	0.6558 (4.70633)	0.7032 (0.00279)	-0.2105 (0.52418)	-0.7924 (0.13672)	-0.4469 (0.07156)
Lambda		0.2972	1.3948	2.3698	2.3734	-0.4650	2.3833

Nota. La representación de la ecuación 10. Entre paréntesis se presentan los p-valor, estimados a partir de asymptotic theory estimates of standard errors of estimated parameters (Tse & Tsui, 2002). En rojo se resaltan los coeficientes de transferencia de volatilidad, que resultan significativos.

Fuente. Elaborado con datos del Banco Central de la República Dominicana.

Referidos al gasto corriente se verifican efectos ARCH sobre la volatilidad de la actividad económica y la inflación, independientemente al signo del cambio relativo en el nivel del gasto (Anexo 5). Respecto a la volatilidad de la inflación, se

observa que las tasas de variación del gasto corriente inciden sobre esta en la misma dirección, de forma tal, que cambios no anticipados del gasto corriente tienden a incrementar la volatilidad de la inflación, dificultando la estabilidad de precios;¹⁶ al tiempo que incrementan la volatilidad de la actividad económica y del M1 (donde se observa un efecto apalancado). Por tanto, Los resultados apuntan a que la volatilidad del gasto fiscal y sus fluctuaciones no anticipadas, inciden sobre la volatilidad de los mecanismos de transmisión de la política monetaria¹⁷ y la estabilidad de precios,¹⁸ además, dificulta la planeación sobre la economía al generar intervalos de predicción más amplios a partir de mayor incertidumbre, reduciendo la precisión de las proyecciones, al amplificar el rango de confianza con el horizonte de pronóstico (Clements, 2005, p. 46).

Las fluctuaciones de la política fiscal se reflejan además en los ingresos públicos. Según la estimación BEKK (Anexo 7), los ingresos totales del estado tienen capacidad de transferir volatilidad al tipo de cambio; mientras que las recaudaciones por ITBIS presentan capacidad de generar volatilidad sobre la actividad económica, por medio de un efecto ARCH significativo, que indica que por cada punto porcentual en que se modifican estas recaudaciones, de forma no anticipada, generan un incremento de 2.36 puntos de volatilidad en la actividad económica, es decir, se traduce de forma amplificada en la economía. En el caso de los ISR, inciden sobre la volatilidad de la

16 Principal objetivo de la política monetaria según la Ley 183-02.

17 La identificación del tipo de cambio como mecanismo de transmisión de la política monetaria se detalla en el trabajo (Gratereaux & Ruíz, 2008).

18 Es importante establecer que la literatura ha establecido una asociación entre el nivel de la inflación y la volatilidad, por lo que, se puede inferir en que esta transferencia de volatilidad puede incidir indirectamente en mayor nivel de precios.

inflación y de los créditos al consumo, aunque con signos distintos, dado que un aumento en las variaciones mensuales de las recaudaciones por este concepto, incide negativamente en la volatilidad de la inflación, pero incrementa la volatilidad de los créditos al consumo. En el caso de los impuestos selectivos al consumo, muestran capacidad de generar volatilidad sobre la actividad económica, el crédito privado y el tipo de cambio, siendo este último el de mayor coeficiente relativo.

4.2.2. Efecto contagio en series macroprudenciales

Anteriormente se observó un efecto GARCH significativo del gasto público total sobre el M1 y un efecto ARCH, también significativo, sobre el crédito privado; verificándose, además, transferencia en volatilidad desde el gasto público en capital y el corriente, sobre el M1, el crédito al consumo y al nivel general de precios en la economía. En tal sentido, es importante estudiar la transmisión de la volatilidad fiscal sobre series macroprudenciales, atendiendo que la volatilidad financiera restringe la capacidad de maniobra de la gestión macroeconómica y puede incidir negativamente en la economía (Boertje & Garretsen, 1995, p. 177), como sucedió en la crisis del 2008, que dificultó la posibilidad de lograr estabilidad económica y financiera (Agénor et al. (2017)).

En la Tabla 6 se verifica un efecto GARCH de los ingresos públicos hacia las tasas de colocación de los bancos múltiples, tanto de corto como de largo plazo, o de moneda local o extranjera, por lo que la volatilidad de los ingresos fiscales se traduce de forma significativa en volatilidades de las condiciones de crédito, por medio de mayores fluctuaciones de las tasas de interés. Los coeficientes de transferencia en volatilidad relativamente más elevados corresponden a las tasas a los créditos al comercio y las tasas de depósitos a plazos en dólares, en ambos

casos, 0.78 y 0.53, respectivamente. Esta transferencia en volatilidad sobre el crédito, al ser un indicador de vulnerabilidad (Mencía & Saurina, 2016) puede incidir sobre las decisiones de inversión dada la aversión al riesgo y la búsqueda de primas menores por parte de los agentes, especialmente en contexto de expectativas alcista de los tipos de interés, siendo la inversión uno de los canales por el cual la política fiscal incide sobre la economía.

Tabla 6. BEKK: efecto del ingreso fiscal total sobre tipos de interés, 2007-2018

Coeficientes		Depositos a plazo en US\$	Tasa activa banco mul. 0 a 90 días	Tasa activa banco mul. >5 años	Destino: Comercio	Tasa activa banco mul. Promedio
C	C[1,1]	-0.0340 (0.0577)	-0.1023 (0.0000)	-0.0568 (0.0573)	-0.0248 (0.2807)	-0.0787 (0.0000)
	C[2,1]					
	C[1,2]	0.1342 (0.0000)	0.0121 (0.4289)	-0.2079 (0.0000)	-0.1037 (0.0000)	-0.0232 (0.0073)
	C[2,2]	-0.0001 (0.9997)	-0.0644 (0.0000)	0.0000 (0.9999)	-0.0067 (0.9841)	-0.0420 (0.0000)
ARCH	A[1,1]	-0.5472 (0.0000)	0.5795 (0.0000)	-0.6068 (0.0000)	0.6636 (0.0000)	-0.6715 (0.0000)
	A[2,1]	0.1618 (0.1023)	0.3951 (0.0719)	-0.0279 (0.6628)	0.3547 (0.0105)	-0.8204 (0.0048)
	A[1,2]	-0.0763 (0.4391)	-0.0555 (0.285)	-0.1395 (0.4838)	-0.1736 (0.0243)	0.0926 (0.01)
	A[2,2]	0.5828 (0.0000)	0.6013 (0.0000)	-0.4007 (0.0038)	-0.2913 (0.0104)	0.2665 (0.0312)
GARCH	B[1,1]	0.4933 (0.0000)	-0.4623 (0.0001)	0.5805 (0.0000)	0.3922 (0.0039)	0.4762 (0.0000)
	B[2,1]	0.5324 (0.0000)	0.0042 (0.9912)	0.2272 (0.0191)	0.7843 (0.0000)	-0.3121 (0.5897)
	B[1,2]	0.0433 (0.6462)	-0.0511 (0.6236)	-0.5759 (0.0845)	-0.0231 (0.8156)	-0.0305 (0.5597)
	B[2,2]	0.2273 (0.1764)	-0.0634 (0.7194)	-0.3498 (0.2122)	-0.0689 (0.7716)	-0.0050 (0.9576)

Nota. Entre paréntesis se presentan los p-valor, estimados a partir de “asymptotic theory” (Tse & Tsui, 2002). En rojo se resaltan los coeficientes de transferencia significativos.

Fuente. Elaborado con datos del Banco Central de la República Dominicana (BCRD).

Referido al efecto de la política fiscal sobre algunos indicadores del sistema financiero consolidado, publicados en los estados de resultados por la Superintendencia de Bancos, se verifica un efecto GARCH de los gastos fiscales sobre los indicadores de resultados del sistema financiero (Tabla 7).

Puntualmente, se espera un cambio promedio de 0.087 puntos de varianza en la eficiencia del sistema financiero sobre los márgenes de activos por cada punto en que se modifique la varianza del gasto público. Adicionalmente, se observan efectos ARCH significativos del gasto fiscal sobre las condiciones de liquidez y los indicadores de resultados del sistema financiero en general.

Tabla 7. BEKK: efecto del gasto fiscal total sobre indicadores de estabilidad macro-prudencial, 2007-2018

Coeficientes		Activos externos en US\$ de Otras Sociedades de Deposito	Liquidez: Activos /pasivos del sector financiero	Liquidez: cartera de créditos / activos del sector financiero	Cartera de crédito vencida / cartera de crédito neta	Gastos operacional es /activos totales	Margen financiero / activos totales
C	C[1,1]	-0.0993 (0.000)	-0.1256 (0.000)	-0.1023 (0.000)	-0.0840 (0.0005)	-0.0073 (0.8641)	-0.0094 (0.8506)
	C[2,1]						
	C[1,2]	0.0168 (0.3886)	0.0007 (0.026)	0.0121 (0.4289)	0.0394 (0.1347)	0.5329 (0.8305)	0.4766 (0.8297)
	C[2,2]	-0.0800 (0.000)	-0.0025 (0.000)	-0.0644 (0.000)	-0.0610 (0.002)	0.4813 (0.8611)	0.5145 (0.8016)
ARCH	A[1,1]	-0.3623 (0.0021)	-0.5584 (0.000)	0.5795 (0.000)	-0.4726 (0.0002)	-0.3998 (0.000)	-0.3998 (0.000)
	A[2,1]	0.2566 (0.211)	-0.3551 (0.9573)	0.3951 (0.0719)	-0.9077 (0.0109)	-0.1129 (0.000)	-0.1156 (0.000)
	A[1,2]	0.1628 (0.0057)	0.0033 (0.1115)	-0.0555 (0.285)	0.0491 (0.404)	-0.2164 (0.6319)	-0.2119 (0.6282)
	A[2,2]	0.7977 (0.000)	0.0449 (0.7629)	0.6013 (0.000)	-0.2314 (0.129)	0.2222 (0.0275)	0.2255 (0.0251)
GARCH	B[1,1]	-0.5907 (0.000)	0.1903 (0.3204)	-0.4623 (0.0001)	-0.5952 (0.000)	0.6203 (0.000)	-0.6194 (0.000)
	B[2,1]	-0.2564 (0.2124)	1.6547 (0.1375)	0.0042 (0.9912)	-0.0665 (0.8802)	-0.0862 (0.000)	0.0877 (0.000)
	B[1,2]	-0.0062 (0.9518)	-0.0026 (0.2484)	-0.0511 (0.6236)	-0.0620 (0.5245)	0.4336 (0.3112)	-0.4207 (0.3163)
	B[2,2]	-0.0294 (0.7553)	0.0792 (0.1278)	-0.0634 (0.7194)	-0.0112 (0.9114)	0.0868 (0.7861)	-0.0829 (0.7953)

Nota. La representación de la ecuación 10. Entre paréntesis se presentan los p-valor, estimados a partir de asymptotic theory estimates of standard errors of estimated parameters (Tse & Tsui, 2002). En rojo se resaltan los coeficientes de transferencia de volatilidad, que resultan significativos.

Fuente. Elaborado con datos del Banco Central de la República Dominicana (BCRD) y la Superintendencia de Bancos.

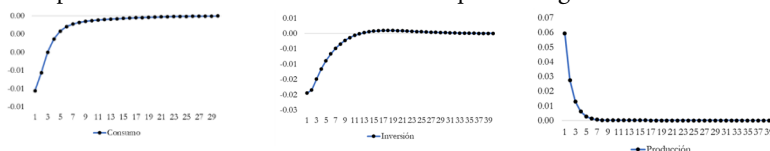
4.3. Choques fiscales y de volatilidad

Dada las asimetrías cronológicas observadas en relación al nivel de volatilidad; el relativamente alto nivel de volatilidad de las variables fiscales; y la relación condicionada entre las series fiscales y económicas, se analiza en el presente apartado el efecto de los choques fiscales y su volatilidad, sobre la economía, utilizando modelos VAR y DSGE, con el fin de combinar un enfoque estadístico intensivo en datos, con otro enfoque más estructural robusto a la crítica de Lucas (Torres, 2016), respectivamente.

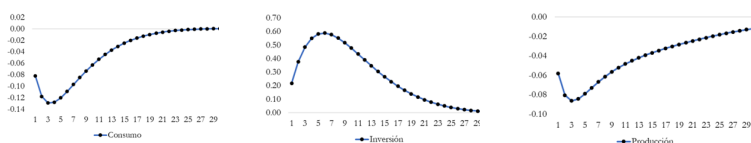
Los resultados del modelo DSGE, acorde con la literatura, indican incidencia de los choques fiscales sobre los agregados macroeconómicos de inversión, consumo y producción (Gráfico 4). Referidos al efecto del gasto público, un choque del 1% en términos de desviaciones del estado estacionario, incide en una caída inmediata (en el primer trimestre posterior al choque) en el consumo, de alrededor del 0.1% y 0.2% respecto a sus valores estacionarios, respectivamente. Estos eventos pueden estar asociados al mecanismo del crédito, dada la transferencia en volatilidad de las series fiscales hacia los tipos de interés, generando un aumento de la volatilidad de los tipos de interés que podría ser asociado con mayor percepción de riesgo por los inversionistas y transferirse a la economía real; mientras que los hogares muestran mayor discreción sobre el consumo, dada la incertidumbre sobre el futuro, así como el efecto negativo en sus riquezas (Melina, 2010) (Galí, López-Salido, & Vallés, 2007).

Gráfico 4. Choques de política fiscal, 2007-2018

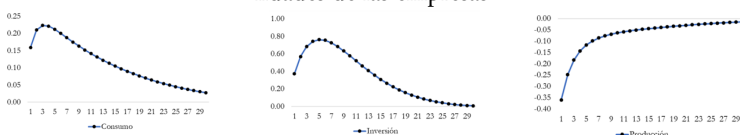
Respuesta de variables seleccionadas a choques en el gasto del Gobierno



Respuesta de variables seleccionadas a choques en el impuesto al consumo



Respuesta de variables seleccionadas a choques en el impuesto a las utilidades de las empresas



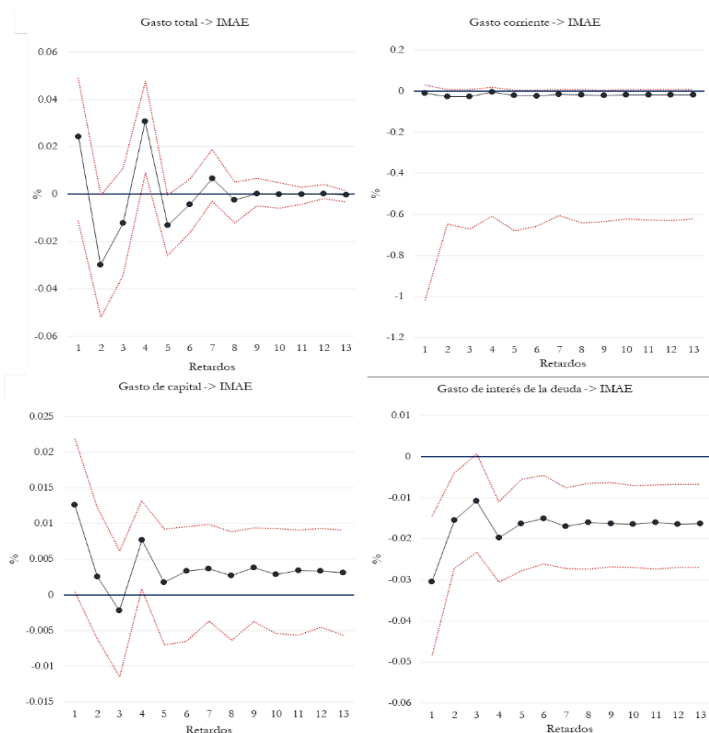
Fuente. Elaboración propia a partir de datos del Banco Central de República Dominicana.

Al comparar el efecto de los choques de ingresos, estos muestran un efecto relativamente mayor en términos de magnitudes y persistencia. En el caso de los choques positivos de los impuestos al consumo, se verifica un efecto negativo sobre el consumo y el producto agregado, de 0.7% y 0.5% respecto a sus valores estacionarios, respectivamente. Este perfil de impacto se verifica además al observar shocks de los impuestos sobre utilidades, aunque este último presenta un efecto sustancialmente mayor sobre la producción.

Referidos a los choques del gasto fiscal sobre el nivel de actividad económica, en el Gráfico 5 se muestran las funciones

impulso-respuesta de un VAR en frecuencia mensual, con 4 rezagos sugeridos por el criterio Akaike y el contraste LM de no autocorrelación residual (Anexo 2). Se verifica que choques no anticipados del gasto fiscal inciden positivamente sobre la actividad económica durante el cuarto mes posterior al choque, lo que indica capacidad del gasto público para incidir sobre la actividad económica, al igual como lo hizo sobre la producción. Sin embargo, al descomponer el tipo de gasto, acorde a los planteamientos neoclásicos, se verifica un efecto significativo del gasto en capital sobre la actividad económica; no así del gasto corriente, cuyo efecto sobre la actividad económica no resulta significativo; mientras que, los choques del gasto en intereses de la deuda inciden de forma negativa y no transitoria sobre el nivel de actividad económica.

Gráfico 5. Respuesta de la actividad económica ante un choque del gasto público total, 2007-2018



Nota. Intervalo de confianza estimado mediante bootstrap al 95% de confianza, mediante 100 runs. Como variables exógenas se utilizaron dos variables binarias para ajustar los cambios en la estructura fiscal: una con la Ley núm. 173-07, que asume el valor positivo de mayo de 2007, hasta septiembre de 2012, y otra variable para la Ley núm. 253-12. Fuente. Elaborado con datos del Banco Central de la República Dominicana.

Referidos a la transferencia de la volatilidad, a partir de un ejercicio de minería de datos (Tabla 8), se contrasta que la volatilidad del gasto público causa a la Granger, el nivel de actividad económica, el nivel de los préstamos de consumo, el M1 y los indicadores de resultados y liquidez del sistema financiero. En términos de los componentes del gasto público, se verifica que la volatilidad del gasto corriente es la que tiene incidencia

sobre mayor cantidad de series, incluyendo los precios, el tipo de cambio o las tasas de interés. Esta influencia sobre el nivel y la volatilidad de los tipos de interés puede incidir sobre el nivel de inversión representado en los créditos al sector privado, mermando el efecto neto esperado de una política fiscal expansiva.¹⁹

Referidos a los choques de volatilidad desagregado sobre grupos de artículos del IPC, se determina que los ingresos corrientes del Estado son los que muestran coeficientes de transmisión de volatilidad positiva en mayor cantidad de componentes de la inflación según el modelo BEKK (Anexo 9). Se verifica un efecto ARCH positivo y significativo sobre los grupos: “prendas de vestir y calzado”, “transporte” y “comunicaciones”; además, se verifica un efecto GARCH significativo en los componentes “salud”, “recreación y cultura” y “Bienes y servicios diversos”, por lo que, la evidencia empírica sugiere que la volatilidad del ingreso corriente del gobierno es la que tiene mayor capacidad de transmisión de incertidumbre hacia los grupos de artículos de la inflación.

19 Este efecto, además, es una cuestión de grado y condición de la política económica. Está condicionado a la magnitud de los multiplicadores de gasto público y de si la política monetaria implementada es acomodaticia o no, con lo cual se espera que la expansión del gasto desplace o no la tasa de interés (Dornbusch, Fischer, & Startz, 2009).

Tabla 8. Causalidad de la volatilidad del gasto público sobre los niveles de las series, 2007-2018

y=Variable causada	x=Causa			
	Gasto Total	Gasto Corriente	Gasto Capital	Gasto Intereses de Deuda
Índice de Actividad Económica	0.0256	0.029	0.2009	0.2905
Imae ajustado por estacionalidad	0.2638	0.0279	0.5695	0.2883
Inflación	0.1905	0.0009	0.2157	0.2221
Tipo de Cambio (venta)	0.2945	0.0129	0.7494	0.2006
Tipo de Cambio (Compra)	0.323	0.0141	0.7974	0.2018
Ingresos fiscal total	0.1806	0.0818	0.6416	0.0135
Reservas internacionales Netas	0.0057	0.0119	0.1654	0.185
M1	0.0000	0.0012	0.0000	0.1500
Préstamos al sector privado (sin consumo)	0.3247	0.0076	0.4978	0.262
Préstamos al consumo	0.0063	0.0812	0.0000	0.2561
Tasa interbancaria	0.1675	0.0006	0.2787	0.2607
Tasa de intereses a 30 días	0.2057	0.015	0.1399	0.9242
Tasa a depósitos a plazos dolar	0.2955	0.2561	0.4063	0.1119
Taas activa bancos multiples (90 días)	0.3766	0.0315	0.1239	0.4495
Taas activa bancos multiples (1 a 2 años)	0.0914	0.0631	0.3114	0.4788
Taas activa bancos multiples (>5 años)	0.2241	0.0643	0.1266	0.5819
Taas activa bancos multiples (promedio ponderado)	0.0787	0.0069	0.1427	0.6627
Taas activa bancos multiples (comercio)	0.1725	0.022	0.157	0.756
Taas activa bancos multiples (consumo)	0.2661	0.085	0.4648	0.7541
Taas activa bancos multiples (hipotecarios)	0.2755	0.0104	0.3415	0.5747
Activos externos en US\$ de Otras Sociedades de Deposito	0.091	0.2919	0.0238	0.8745
Liquidez: Activos /pasivos del sector financiero	0.0023	0.0001	0.1679	0.7666
Liquidez: cartera de creditos / activos del sector financiero	0.1704	0.2305	0.0486	0.5439
Cartera de credito vencida / cartera de credito neta	0.0000	0.0000	0.0072	0.6014
Gastos operacionales / activos totales	0.0001	0.0171	0.0132	0.0361
Margen financiero / activos totales	0.0004	0.0198	0.0245	0.0363

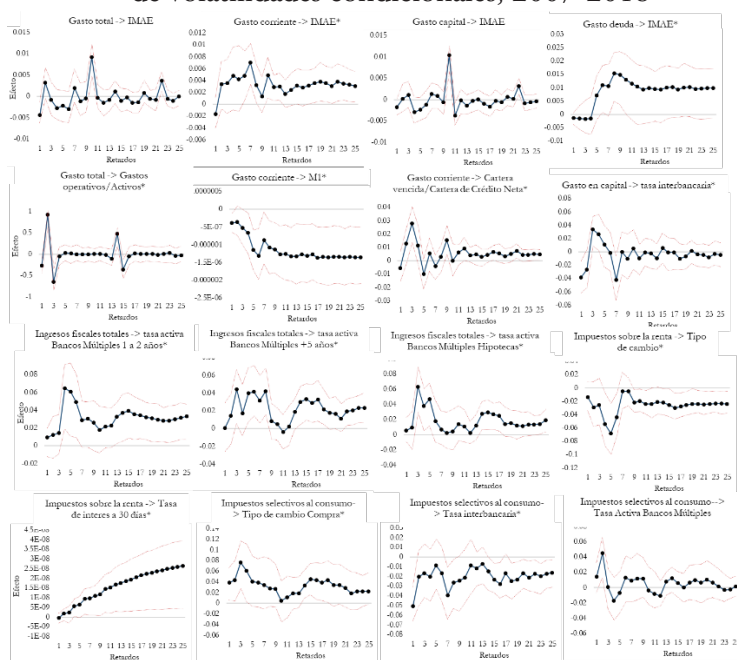
Nota. Los valores presentados en la tabla anterior, corresponden al test de causalidad de Granger, cuya $h_0: \beta_1 = \beta_0 = 0$, que se traduce en que la volatilidad del gasto público no causa las variables en nivel. En negrita se resaltan los coeficientes significativos al 10%. Las series de volatilidad utilizadas corresponden al modelo ARIMA(1,1,1)-GARCH(1,1)-GJR(1).

Fuente. Elaborado con datos del Banco Central de la República Dominicana y las Supertendencia de Bancos.

En términos dinámicos, las funciones impulso respuesta (FIR) a partir de series de volatilidades (Gráfico 6), indican que, contrario a lo verificado en el VAR, la volatilidad del gasto fiscal tiene capacidad de transferirse a la actividad económica, especialmente el gasto corriente, cuyo efecto empieza a tornarse significativo luego del segundo trimestre posterior al choque en volatilidad, y mantiene un carácter no transitorio. El efecto de la volatilidad del gasto sobre la actividad económica se expresa

alrededor del tercer trimestre luego del choque de volatilidad, lo que cronológicamente coincide con el efecto identificado en niveles por Ramírez y Pérez (2014, p. 10). Mientras que los gastos en intereses por deuda y el gasto de capital, muestran un efecto significativo alrededor de un año posterior al choque de volatilidad. Por tanto, la volatilidad fiscal tiene un efecto significativo y persistente sobre la volatilidad de la actividad económica.

Gráfico 6. Funciones impulso respuesta de series de volatilidades condicionales, 2007-2018



Nota: los intervalos son contruidos mediante *bootstrapping* al 10% de significancia. (*) Corresponde a FIR acumuladas. Las series de volatilidad se toman de los modelos univariados asimétricos GJR-GARCH. Solo se muestran las funciones de impulso respuesta con coeficientes significativos.

Fuente: Elaboración propia con datos del Banco Central de la República Dominicana y de la Superintendencia de Bancos.

Adicionalmente, la volatilidad del gasto muestra un efecto tipo pulso sobre el resultado del sistema financiero, en tal sentido, los choques en volatilidad aparecen durante el segundo mes posterior al choque, pero se disipa rápidamente. Lo anterior, al no verificarse el mismo efecto derivado de los ingresos, está acorde con la literatura al indicar que los gastos tienen mayor capacidad de transferencia de volatilidad, respecto al nivel de ingresos (Ramírez & Ovalles, 2014). Aunque los ingresos fiscales muestran un efecto significativo y persistente de su volatilidad sobre la incertidumbre de los tipos de interés. Puntualmente, a partir del primer trimestre posterior a un choque de ingresos, se verifica un efecto significativo sobre la volatilidad de la tasa activa de los bancos múltiples con plazos de entre 2 y 5 años; y un efecto parecido en las tasas con vencimiento mayor a 5 años, aunque con un nivel de significancia fluctuante; finalmente, la volatilidad del ISR incide de forma persistente y permanente sobre las tasas de interés a 30 días.

5. Conclusiones

En el documento se estudió la dinámica, los choques y el efecto contagio derivado de la incertidumbre de las series fiscales hacia el resto de la economía dominicana, utilizando modelos multivariados de varianza condicional²⁰ sobre series mensuales del periodo 2007-2018. El estudio constituye el primer esfuerzo nacional por aplicar MGARCH sobre variables fiscales, con el objetivo de estudiar transferencia de incertidumbre fiscal. En el mismo, se identificaron efectos significativos

20 En este sentido, una limitación del trabajo es mirar la economía de forma aislada a partir de modelos GARCH de equilibrio parcial, siendo recomendable realizar un modelo de equilibrio general.

de la volatilidad y los choques de las series fiscales sobre las condiciones de las variables macroeconómicas y financieras, constituyendo la incertidumbre fiscal una fuente de volatilidad macroeconómica.

En términos de la caracterización estadística de las fluctuaciones macro en la economía dominicana, las series históricas de volatilidad mostraron reversión a la media, apalancamiento y episodios de agrupamiento, lo que indica que la incertidumbre macroeconómica es una función asimétrica del estado de la economía. Adicionalmente, los rankings de volatilidad señalaron que las series fiscales (ingresos y gastos) presentan niveles de volatilidad significativamente mayores al resto de series macroeconómicas y financieras consideradas, independientemente al estado de la economía. Condicionado a la dirección del cambio en el nivel de actividad económica, no se observó una concordancia cronológica de los picos de volatilidad de las series fiscales y otras series macro, como IMAE, inflación o tipo de cambio. Lo anterior, en el sentido de que contrario a estas variables (IMAE, inflación o tipo de cambio), el gasto fiscal y sus componentes (corrientes y de capital), presentan un comportamiento “contra-cíclico” de mayor volatilidad en contexto de caída de la actividad económica.

Referidos a la dinámica individual de la volatilidad de las series estudiadas a partir de los modelos GJR-Markov, se evidenciaron términos de persistencia en volatilidad que fluctúan según el contexto de incertidumbre. Las series de ingresos fiscales, la inflación y el tipo de cambio, mostraron la mayor persistencia relativa de sus fluctuaciones no anticipadas; contrario al gasto público total, que mostró persistencia solo en contexto de alta inestabilidad, lo que se asocia a una trampa de volatilidad, de menor capacidad de regresar de un shock en contexto de alta incertidumbre. Además, se observó apalancamiento del efecto de la volatilidad del gasto público, porque los choques

de signo negativo generan mayor incertidumbre, lo que se traduce en un efecto asimétrico de la volatilidad sobre el nivel de actividad económica. También, el coeficiente asociado al efecto apalancamiento tiende a ser relativamente mayor en contexto de alta inestabilidad. Por lo que, el apalancamiento y el nivel de persistencia de la volatilidad del gasto público están positivamente relacionados con el nivel de incertidumbre.

La asociación entre las series fiscales y el resto de la economía, estudiada a partir de la dinámica correlación/volatilidad obtenida con el modelo DCC-GARCH, pase a mostrar una tendencia histórica negativa, es importante resaltar que condicionado al estado de la economía se observa una mayor correlación (en términos absolutos) entre “la correlación de la política fiscal y la actividad económica” y “la volatilidad fiscal” en estados de alta incertidumbre. Es decir, a medida que aumenta la volatilidad económica, el nivel de asociación entre las series fiscales y el nivel de actividad, tiende a aumentar en términos absolutos. Esto supone mayor asociación de la política fiscal y las series macroeconómicas en contexto de alta incertidumbre.

En el caso de los modelos multivariados de volatilidad condicional, se identificó transferencia de volatilidad del gasto público sobre las fluctuaciones de la actividad económica; además de la inflación; el tipo de cambio; el crédito y agregados monetarios como el M1. Por lo que, se verifica que la incertidumbre asociada a las fluctuaciones del gasto público puede incidir sobre los mecanismos de transmisión de la política monetaria (como el crédito o los tipos de interés); la estabilidad de precios; y el nivel de actividad económica.

Según componentes del gasto, se mostró transferencia de volatilidad sobre el cambio en los precios, derivada del gasto corriente, lo que según el modelo de equilibrio general, pudiese derivar en mayores precauciones por parte de los hogares respecto a su presupuesto de gastos, incidiendo negativamente sobre el

consumo, lo que podría explicar la causalidad identificada de la serie de volatilidad condicional del gasto público sobre el nivel de los créditos para consumo. Cuestión que además ha sido asociada en la literatura al nivel de desarrollo del mercado financiero, aunque la relación pudiese actuar de forma inversa, dado que la alta incertidumbre puede limitar también el deseo empresarial y de los hogares de usar activos financieros (World Bank, 2002, p. 56).

Adicionalmente, a partir de pruebas de causalidad, se verificó que la volatilidad del gasto público incide sobre el nivel de actividad, los créditos al consumo y los indicadores de resultados y liquidez del sistema financiero. Según tipo de gasto, se observó que la volatilidad del gasto corriente es la que presenta incidencia significativa sobre la mayor cantidad de series, como: precio, tipo de cambio o las tasas de interés. Por lo que, líneas futuras de investigación pudiesen estudiar como la política fiscal incide sobre los canales de transmisión de la política monetaria.

Del lado de los ingresos se verificó transferencia de volatilidad hacia el tipo de cambio; al tiempo que los ingresos derivados de impuestos aplicados sobre bienes de consumo influyen sobre el nivel de actividad, lo que habría de esperarse dada su estrecha relación con el nivel consumo en la economía. Adicionalmente, se verifica transferencia de volatilidad desde los ingresos públicos hacia las tasas de interés (donde las IFR apuntaron a efectos persistentes) y las condiciones del crédito, por lo que se esperaría que la inversión sea un importante mecanismo de transmisión de las condiciones fiscales sobre la economía. En el caso de la inflación, la volatilidad de los ingresos fiscales fue la que incidió sobre el mayor número de grupos de artículos de los que componen el IPC.

En conclusión, se evidenció heterocedasticidad, reversión a la media, apalancamiento y *clusters* de volatilidad en

la dinámica de la volatilidad macro en la economía dominicana, mostrando las series fiscales niveles de fluctuaciones significativamente mayores al resto de series consideradas (especialmente en contexto de alta incertidumbre) y un nivel de asociación con el resto de la economía condicionado al estado de volatilidad de las series fiscales. Esta volatilidad fiscal, conjuntamente con las fluctuaciones no anticipadas, mostraron capacidad de contagiar otras series económicas como los precios, el nivel de actividad o los tipos de interés, a partir de efectos ARCH y GARCH significativos, existiendo distintos mecanismos de transferencia de volatilidad fiscal. Por tanto, las fluctuaciones no anticipadas (*shocks*) de las series fiscales representan una fuente relevante de volatilidad en la economía dominicana durante el periodo estudiado, lo que permite sugerir incorporar volatilidad condicional sobre las series fiscales como indicador de riesgo en la economía dominicana.

6. Bibliografía

Afonso, A., & Furceri, D. (2007). *Government Size, Composition, Volatility and Economic Growth*.

Ardia, D., Bluteau, K., Boudt, K., Catania, L., & Trottier, D.-A. (nd). *Markov{Switching GARCH Models in R: The MSGARCH Package*.

Barro, R. (1990). Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth. *Journal of Political Economy*.

BCRD. (2017). *Sistema de proyecciones macroeconómicas del BCRD*. Programación Monetaria y Estudios Económicos. Santo Domingo: Banco Central de la República Dominicana.

BID. (2010). Country program evaluation: Dominican Republic (2004-2008). *Inter-American Development Bank*.

Blanchard, O., Amighini, A., & Giavazzi, y. F. (2012). *Macroeconomía*. Madrid, España: PEARSON EDUCACIÓN, S.A.,.

Boertje, B., & Garretsen, H. (1995). Volatility, fundamentals and economic policy . *Bank for International Settlements*, 169-178.

Bollerslev, T. (1986). *Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity*. *Journal of econometrics*.

Caldara, D., & Kamps, C. (2008). *WHAT ARE THE EFFECTS OF FISCAL POLICY SHOCKS? A VAR-BASED COMPARATIVE ANALYSIS*. Frankfurt am Main, Germany: European Central Bank.

Calvo, G. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, 383-398.

Camilo, C. (2004). *Las fluctuaciones económicas en la República Dominicana. Cuantificación y análisis*. Santo Domingo: BCRD.

Cárcamo, R., & Pineda, R. (2014). Economic growth and real volatility The case of Latin America and the Caribbean. *CEPAL, Macroeconomics of Development, Serie no. 61*.

Casanova, F., & Ramírez, F. (2013). *Análisis de la Volatilidad de la Inflación en la República Dominicana*. Banco Central de la República Dominicana, Departamento de Programación Monetaria y Estudios Económicos, Santo Domingo. Obtenido de https://gdc.bancentral.gov.do/Common/public/trabajos-de-investigacion/documents/coleccion_ensayos_Vol_VII_No2.pdf

CEPAL. (2008). *Estudio económico de América Latina y el Caribe*. Santiago de Chile: Naciones Unidas.

Cerda, R., Gonzales, H., & Lagos, L. (2005). Efectos dinámicos de la política fiscal. *Cuadernos de Economía, VOL. 42*, 63-77.

Checo, A., Pradel, S., & Ramírez, F. (2019). Efectos de la política monetaria en la República Dominicana: nueva evidencia a partir de múltiples enfoques empíricos. *Banco Central de la República Dominicana*.

Claudia, C., Francisco, V., & Francisco, L. (2016). Efectos de saltos inesperados en el gasto público y variables demográficas en el crecimiento económico. El caso mexicano con un enfoque GARCH con saltos (1936-2012)*. *EL TRIMESTRE ECONÓMICO, vol. LXXXIII (4), núm. 332*, 725-745.

Clements, M. (2005). *Evaluating Econometric Forecasts of Economic and Financial Variables*. University of Warwick.

Corsetti, G., & Meier, A. (2007). *International Dimensions of Fiscal Policy Transmission*.

Cresta, J. (2012). *La volatilidad del economía y el esquema cambiario: un análisis empírico*.

Cruz, A. (2004). *Un análisis del ciclo económico de la República Dominicana bajo cambios de régimen*. Santo Domingo: Nueva literatura económica de la República Dominicana.

Cruz, P. (2008). *Determinantes de la volatilidad del crecimiento económico en la historia económica de Chile. 1870-2000*. Santiago, Chile: Pontificia Universidad Católica de Chile.

De Gregorio, J. (2007). *Macroeconomía: teoría y práctica*. Santiago de Chile.

Dornbusch, R., Fischer, S., & Startz, R. (2009). *Macroeconomía decima edición*. México, D.F.: McGRAW-HILL/INTERAMERICANA EDITORES, S.A.

Fanelli, J. (2009). *Volatilidad, ciclo y política fiscal en América Latina*. CEPAL; EUROsociAL; Sector Fiscalidad; Instituto de Estudios Fiscales.

Fung, J. (2003). *Non-linear modelling of daily exchange rate returns, volatility, and 'news' in a small developing economy*. researchgate.

Galí, J., López-Salido, J., & Vallés, J. (2007). UNDERSTANDING THE EFFECTS OF GOVERNMENT

SPENDING ON CONSUMPTION. *European Economic Association*, 227-270.

González, J. (2010). *Traspaso de la política monetaria a las tasas de interés de mercado y sus efectos en el sector real. Evidencia para República Dominicana*. Santo Domingo: Nueva Literatura Económica.

Granados, J. (2015). *Transmisión de volatilidades entre variables macroeconómicas en América Latina*. Bogotá, Colombia: Universidad Nacional de Colombia.

Gratereaux, C., & Ruíz, K. (2008). *Efectividad y Mecanismos de Transmisión de la Política Monetaria en la Economía Dominicana*. Santo Domingo: Nueva Literatura Económica.

Guajardo, j. (2017). *El Efecto de la Incertidumbre en Políticas Económicas sobre el Crecimiento*. Santiago de Chile: Magíster en Economía.

Gutiérrez, H. (2003). *Desajustes fiscales y su impacto en la cuenta corriente: una aproximación al proceso de ajuste externo de la economía dominicana*. Santo Domingo: Nueva literatura económica. Banco Central de la República Dominicana.

Guzmán, R., & Fanelly, J. (2008). *Diagnóstico de crecimiento para la República Dominicana*. Santo Domingo: Banco Interamericano de Desarrollo.

Haas, M., Mittnik, S., & Paoletta, M. (2004). A New Approach to Markov-Switching GARCH. *Journal of Financial Econometrics*, 493-530.

Hamilton, T. (2017). Santiago de Chile.

Hernández, C. (2014). *Efectos Asimétricos de Shocks Fiscales en el Ciclo Económico*. Chile: Pontificia Universidad Católica de Chile.

Hernández, R. (2005). *Coordinación de políticas monetaria y fiscal en la República Dominicana: análisis econométrico y efectos sobre el ciclo económico y la inflación*. Santo Domingo: Nueva literatura económica dominicana. Banco Central de la República Dominicana.

Judson, R., & Orfanides, A. (1996). *Inflation, Volatility and Growth*. Board of Governors of the Federal Reserve Bank.

Kastner, G. (2016). *Dealing with Stochastic Volatility in Time Series Using the R Package stochvol*. Vienna University of Economics and Business: Journal of Statistical Software.

Kuester, K., Fernández, J., Guerrón, P., & Ramírez, J. (2013). *Fiscal Volatility Shocks and Economic Activity*. USA: University of Pennsylvania.

Letelier, F. (2017). *Efectos del gasto público y de su composición en el crecimiento económico*. Santiago, Chile: Pontificia Universidad Católica de Chile.

Lozano, J. (2017). *Gasto Público y Crecimiento Económico: Evidencia Global y de República Dominicana*. Santo Domingo, D.N.: Dirección de Estudios Económicos.

Mankiw, N. (2014). *Macroeconomía 8a edición*. Barcelona, España: Antoni Bosch editor, S.A.

Melina, G. (2010). *Macroeconomic Implications of Fiscal Policy*. UNIVERSITA' DEGLI STUDI DI SALERNO.

Mencinger, J. (2016). *The Impact of Fiscal Policy Transmission Mechanism on Economic activity*. Ljubljana.

Novales, A. (2017). *Midiendo la volatilidad en mercados financieros*. Madrid: Universidad Complutense de Madrid.

Noyola, M., Marcos, R., & Polanco, M. (2015). *Vulnerabilidad, contagio y centralización. Medidas de riesgo sistémico para la banca múltiple en República Dominicana*. Banco Central de la República Dominicana. Santo Domingo: Nueva literatura económica.

OCDE. (2013). *Fiscal policy for development in the Dominican Republic*. Development Centre.

Pérez, J., & Brens, P. (2018). *Indicador del Balance Estructural: Metodología y Resultados para la República Dominicana*. Santo Domingo: Ministerio de Hacienda.

Perry, G. (2003). *Can Fiscal Rules Help Reduce Macroeconomic Volatility in the Latin America and Caribbean Region?* Washington: Policy Research Working Paper. World Bank .

Perry, G., & Servén, L. (2001). La volatilidad Macroeconomica en América Latina: causas y soluciones. *La nueva Agenra de América Latina*, 75-91.

Puig, J. (2014). *Multiplicador del Gasto Público en Argentina*.

Ramey, G., & Ramey, V. (1995). *Cross-Country Evidence on the Link between Volatility and Growth*. American Economic Review, 85, 5, pp. 1138-1150.

Ramírez, F. (2009). *Perturbaciones internacionales y fluctuaciones del Producto Interno Bruto en una economía en desarrollo: evidencia de República Dominicana para el período 1998-2008*. Chile: Pontificia Universidad Católica de Chile.

Ramírez, F., & Ovalles, R. (2014). *Reglas versus discreción en la política fiscal: Introducción al caso dominicano*. Santo Domingo: Banco Central de la República Dominicana.

Ramírez, F., & Pérez, P. (2014). Efectos Reales de la Política Fiscal en la República Dominicana: Nueva Evidencia. *Oeconomia, ensayos sobre economía y finanzas*, III(1).

Ramírez, N. (2006). *Efectos No Lineales de la Volatilidad sobre el Crecimiento en Economías Emergentes*. Banco Central de Reserva del Perú.

Ramírez, N. (2015). *Contagio y Dinámica Temporal de la Volatilidad del Tipo de Cambio Dominicano: un Enfoque GARCH Multivariante (2000-2015)*. Santo Domingo: Banco Central de la República Dominicana.

Riaz, S., Hoti, S., & McAleer, M. (2008). *The Economics of Small Island Tourism*. UK: Edward Elgar Publishing Limited.

Romer, D. (2006). *Macroeconomía avanzada*. McGraw-Hill.

Rosario, H. (2018). *Ciclicidad del Gasto Fiscal y Reacción de la Política Monetaria: Un análisis de Bienestar*. Santiago de Chile: Pontificia Universidad Católica de Chile.

Sancak, C., & Jaramillo, L. (2007). *Growth in the Dominican Republic and Haiti: Why has the Grass Been Greener on One Side of Hispaniola?*. IMF Working Paper : International Monetary Fund.

Seoane, H. (2014). Understanding volatility shocks in real models. *Universidad Carlos III de Madrid*.

Talvi, E., & Végh, C. (2005). Tax base variability and procyclical fiscal in developing countries. *Journal of Development Economics*, 156-190.

Torres, J. (2016). *Introducción to Dynamic Macroeconomic General Equilibrium Models*. Vernon Press.

Tse, Y., & Tsui, C. (2002). A multivariate generalized autoregressive conditional heteroscedasticity model with time-varying correlations. *Journal of Business and Economic Statistics*, 351-362.

World Bank. (2002). Macroeconomic Volatility in Latin America and the Caribbean: Causes and Remedies. En W. Bank, *Macroeconomic Volatility, Household Vulnerability, and Institutional and Policy Responses*. Washington.

ANEXOS

Anexo 1

Indicadores de volatilidad anual a partir de la tasa
de crecimiento anual del PIB, por países y regiones, 1971-2018

País/Región	Promedio	Desviación	Coef. Variación
Argentina	2.6	5.7	2.2
Bolivia	3.2	3.4	1.1
Brasil	4.1	4.2	1.0
Chile	4.1	4.6	1.1
Colombia	4.2	2.2	0.5
Costa Rica	4.6	3.0	0.7
Haití	1.4	2.5	1.8
Jamaica	1.5	4.3	2.9
Cuba	3.2	6.0	1.9
República Dominicana	5.3	5.0	1.0
Ecuador	3.9	3.1	0.8
México	4.0	3.6	0.9
Nicaragua	2.9	6.0	2.1
Panamá	5.4	4.3	0.8
Perú	3.7	4.8	1.3
Paraguay	4.8	4.0	0.8
El Salvador	2.1	3.7	1.7
Uruguay	2.3	4.2	1.8
Venezuela	0.0	0.0	0.0
Estados pequeños del Caribe	2.1	2.6	1.2
Unión Europea	2.7	1.9	0.7
América Latina y el Caribe (excluido altos ingresos)	3.8	2.7	0.7
América Latina y el Caribe	3.6	2.6	0.7
Países de ingreso bajo	3.5	2.3	0.7
Oriente Medio y Norte de África	4.3	5.0	1.1
Ingreso mediano	4.7	2.0	0.4
Miembros OCDE	3.1	1.9	0.6
Mundo	3.5	1.6	0.5

Fuente. Elaborado con datos del Banco Central de la República Dominicana.

Anexo 2

Diagnóstico de especificación del modelo VAR(p)

Retardos	AIC(n)	HQ(n)	SC(n)	FPE(n)	Portmanteau Test	
					Chi-squared	p-value
1	-8.922004	-8.782698	-8.579054	0.000133	403	0.0000
2	-9.438652	-9.215764	-8.889933	0.000080	249	0.0000
3	-9.500636	-9.194164	-8.746147	0.000075	210	0.0000
4	-9.545414	-9.155360	-8.585156	0.000072	177	0.0000
5	-9.658706	-9.185069	-8.492679	0.000064	142	0.0028
6	-9.651488	-9.094268	-8.279691	0.000065	126	0.0077
7	-9.619132	-8.978328	-8.041565	0.000067	120	0.0030
8	-9.592935	-8.868548	-7.809598	0.000070	115	0.0010

Nota. $AIC(n) = \ln \det(\bar{\Sigma}(n)) + \frac{2}{T}nk^2$; $HQ(n) = \ln \det(\bar{\Sigma}(n)) + \frac{2 \ln(\ln(T))}{T}nk^2$; $SC(n) = \ln \det(\bar{\Sigma}(n)) + \frac{2 \ln(T)}{T}nk^2$, Siendo $\bar{\Sigma}(n) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t \hat{u}_t'$. $FPE(n) = \left(\frac{T+n^*}{T-n}\right)^k \det(\bar{\Sigma}(n))$.

Fuente. Elaborado con datos del Banco Central de la República Dominicana.

Anexo 3

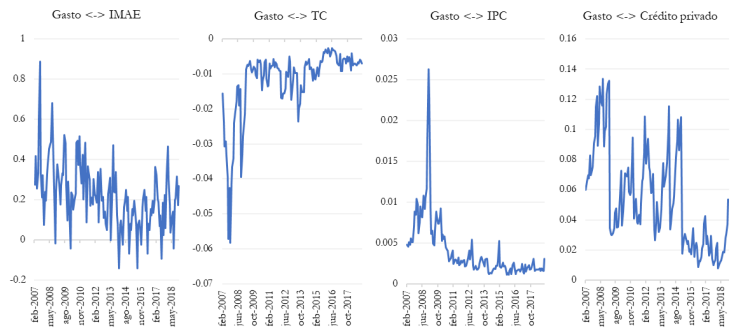
Test aumentado de Dickey-Fuller sobre las series utilizadas,
2017-2018

Type 1: no drift no trend														
lag	IMAE		Gasto total		Gasto Corriente		Gasto capital		IPC		TC		Ingresos total	
	ADF	p.value	ADF	p.value	ADF	p.value	ADF	p.value	ADF	p.value	ADF	p.value	ADF	p.value
0	1.34	0.95	-1.10	0.29	-0.70	0.43	-4.05	0.01	6.55	0.99	6.09	0.99	-0.54	0.49
1	2.14	0.99	-0.28	0.56	0.07	0.66	-2.57	0.01	3.76	0.99	6.41	0.99	0.15	0.69
2	2.66	0.99	0.36	0.75	0.80	0.87	-1.85	0.06	3.26	0.99	6.11	0.99	1.09	0.93
3	3.21	0.99	0.64	0.83	1.05	0.92	-1.57	0.12	3.10	0.99	6.20	0.99	1.38	0.96
4	3.89	0.99	0.93	0.90	1.34	0.95	-1.32	0.20	3.22	0.99	6.05	0.99	1.70	0.98
Type 2: with drift no trend														
0	-0.68	0.81	-4.76	0.01	-3.90	0.01	-9.82	0.01	-1.88	0.37	0.74	0.99	-3.04	0.04
1	0.10	0.96	-3.01	0.04	-2.26	0.23	-7.15	0.01	-1.46	0.53	0.73	0.99	-1.88	0.38
2	0.60	0.99	-1.69	0.45	-1.08	0.67	-5.53	0.01	-1.33	0.58	-0.06	0.95	-0.56	0.85
3	0.70	0.99	-1.25	0.61	-0.81	0.76	-5.04	0.01	-1.29	0.60	-0.02	0.95	-0.45	0.89
4	1.21	0.99	-0.90	0.73	-0.59	0.84	-4.59	0.01	-1.29	0.59	-0.17	0.94	0.03	0.96
Type 3: with drift and trend														
0	-5.12	0.01	-9.71	0.01	-11.41	0.01	-9.83	0.01	-1.59	0.75	-3.56	0.04	-9.67	0.01
1	-3.30	0.07	-7.94	0.01	-9.36	0.01	-7.18	0.01	-2.18	0.50	-3.03	0.15	-7.17	0.01
2	-2.65	0.31	-5.69	0.01	-6.33	0.01	-5.55	0.01	-2.27	0.46	-2.14	0.51	-4.08	0.01
3	-2.10	0.53	-5.08	0.01	-5.96	0.01	-5.08	0.01	-2.24	0.47	-1.84	0.64	-3.58	0.04
4	-1.77	0.67	-4.39	0.01	-5.38	0.01	-4.63	0.01	-1.99	0.58	-1.61	0.74	-3.27	0.08
Type 1: no drift no trend - d1														
lag	IMAE		Gasto total		Gasto Corriente		Gasto capital		IPC		TC		Ingresos total	
	ADF	p.value	ADF	p.value	ADF	p.value	ADF	p.value	ADF	p.value	ADF	p.value	ADF	p.value
0	-17.73	0.01	-17.81	0.01	-18.03	0.01	-17.66	0.01	-6.24	0.01	-11.10	0.01	-17.87	0.01
1	-11.96	0.01	-14.75	0.01	-16.45	0.01	-13.46	0.01	-4.54	0.01	-6.27	0.01	-16.95	0.01
2	-8.98	0.01	-10.91	0.01	-10.65	0.01	-10.27	0.01	-3.91	0.01	-4.89	0.01	-11.03	0.01
3	-8.08	0.01	-8.93	0.01	-8.77	0.01	-10.17	0.01	-3.80	0.01	-3.73	0.01	-9.30	0.01
4	-5.11	0.01	-8.57	0.01	-8.91	0.01	-7.24	0.01	-3.26	0.01	-2.60	0.01	-9.52	0.01
Type 2: with drift no trend - d1														
0	-18.01	0.01	-17.79	0.01	-18.03	0.01	-17.59	0.01	-7.58	0.01	-13.93	0.01	-17.86	0.01
1	-12.45	0.01	-14.77	0.01	-16.53	0.01	-13.41	0.01	-5.72	0.01	-9.46	0.01	-17.07	0.01
2	-9.71	0.01	-10.97	0.01	-10.78	0.01	-10.23	0.01	-5.08	0.01	-8.53	0.01	-11.26	0.01
3	-9.12	0.01	-9.04	0.01	-8.96	0.01	-10.13	0.01	-5.07	0.01	-7.67	0.01	-9.58	0.01
4	-6.02	0.01	-8.76	0.01	-9.26	0.01	-7.21	0.01	-4.56	0.01	-5.07	0.01	-10.09	0.01
Type 3: with drift and trend - d1														
0	-18.01	0.01	-17.71	0.01	-17.95	0.01	-17.52	0.01	-7.80	0.01	-13.88	0.01	-17.79	0.01
1	-12.45	0.01	-14.70	0.01	-16.46	0.01	-13.36	0.01	-5.90	0.01	-9.40	0.01	-17.01	0.01
2	-9.71	0.01	-10.92	0.01	-10.72	0.01	-10.19	0.01	-5.25	0.01	-8.53	0.01	-11.22	0.01
3	-9.12	0.01	-8.99	0.01	-8.91	0.01	-10.09	0.01	-5.26	0.01	-7.74	0.01	-9.58	0.01
4	-6.02	0.01	-8.72	0.01	-9.22	0.01	-7.18	0.01	-4.81	0.01	-5.05	0.01	-10.10	0.01

Nota: H0: la serie x_t tiene raíz unitaria; Ha: x_t es estacionaria.
Fuente. Elaborado con datos del Banco Central de la República Dominicana.

Anexo 4

DCC-GARCH correlaciones condicionales,
2007-2018



Fuente. Elaborado con datos del Banco Central de la República Dominicana.

Anexo 5

MGARCH-GJR: efecto del gasto público en capital
sobre variables macroeconómicas, 2007-2018

Coefficientes	IMAE	Inflación	Tipo de Cambio	Crédito privado	Credito de consumo	M1
C[1,1]	0.5981 (5.47242)	0.6101 (1.03031)	0.6520 (6.65828)	0.4451 (6.23965)	0.5763 (3.30171)	0.4982 (9.48996)
C[2,1]						
C						
C[1,2]	0.0104 (0.039)	0.0009 (0.17364)	0.0001 (0.77218)	-0.0039 (0.11929)	-0.0008 (0.65868)	0.0194 (2.94949)
C[2,2]	0.0273 (8.926)	-0.0058 (6.78718)	-0.0027 Nan	0.0130 (7.68239)	0.0114 (2.73172)	0.0286 (5.55348)
A[1,1]	0.4846 (0.007)	0.7328 (1.77397)	0.5547 (0.12276)	0.5994 Nan	0.5563 (0.00038)	0.5595 (1.93199)
A[2,1]	2.1781 (0.511)	15.5222 (0.07509)	0.7450 (0.98620)	17.2177 Nan	-4.8770 (0.57389)	-6.2700 (0.20973)
A[1,2]	-0.0049 (0.403)	-0.0006 (0.40905)	-0.0001 (0.96898)	0.0020 (2.48436)	0.0015 (0.25336)	0.0024 (0.57589)
A[2,2]	0.6081 (4.598)	-0.3213 (0.02676)	-0.6379 (0.73251)	0.0299 Nan	-0.6395 (0.00011)	-0.1835 (0.32062)
B[1,1]	-0.1264 (0.613)	-0.0028 Nan	-0.0941 Nan	0.0650 (0.81416)	0.0080 (0.97636)	0.2935 (0.12549)
B[2,1]	0.1972 (0.909)	0.3138 (0.79827)	-0.1633 Nan	-0.0366 (0.97550)	0.3444 (0.75417)	0.0878 (0.93240)
B[1,2]	0.0061 (0.655)	0.0000 (0.99158)	0.0000 (0.99229)	-0.0007 (0.85520)	0.0000 (0.99716)	0.0000 (0.99261)
B[2,2]	0.0163 (0.818)	0.0057 (0.50499)	-0.0315 Nan	-0.0001 (0.99634)	0.0100 (0.55480)	0.0026 (0.93968)
D[1,1]	0.6114 (0.032)	-0.2605 (0.59059)	0.6508 (0.32936)	-0.6744 Nan	0.8542 (0.00121)	0.2361 (0.37111)
D[2,1]	6.8576 (0.201)	-1.8689 (0.90735)	0.3554 (0.99674)	28.3210 Nan	-32.1978 (0.00056)	15.3019 (0.00342)
D[1,2]	0.0147 (0.128)	0.0023 (0.17695)	0.0002 (0.94911)	-0.0043 (0.08696)	-0.0009 (0.68450)	-0.0054 (0.47330)
D[2,2]	-0.0595 (0.883)	-0.6836 (0.00369)	-0.9619 (0.73332)	0.8060 (2.98293)	-0.0978 (0.73533)	0.4807 (0.02140)
Lambda	1.5187	2.3115	0.8945	3.7578	2.7227	3.0248

Nota. La representación de la ecuación 10Entre parentesis se presentan los p-valor, estimados a partir de asymptotic theory estimates of standard errors of estimated parameters (Tse & Tsui, 2002). En rojo se colocan los coeficientes de trasferencia en volatilidad que resultan significativos.

Fuente. Elaborado con datos del Banco Central de la República Dominicana.

Anexo 6

MGARCH-GJR: efecto del gasto público corriente
sobre variables macroeconómicas, 2007-2018

Coefficientes	IMAE	Inflación	Tipo de Cambio	Crédito privado	Credito de consumo	M1
C[1,1]	0.5981 (5.47242)	0.6101 (1.03031)	0.6520 (6.65828)	0.4451 (6.23965)	0.5763 (3.30171)	0.4982 (9.48996)
C[2,1]						
C						
C[1,2]	0.0104 (0.039)	0.0009 (0.17364)	0.0001 (0.77218)	-0.0039 (0.11929)	-0.0008 (0.65868)	0.0194 (2.94949)
C[2,2]	0.0273 (8.926)	-0.0058 (6.78718)	-0.0027 Nan	0.0130 (7.68239)	0.0114 (2.73172)	0.0286 (5.55348)
A[1,1]	0.4846 (0.007)	0.7328 (1.77397)	0.5547 (0.12276)	0.5994 Nan	0.5563 (0.00038)	0.5595 (1.93199)
A[2,1]	2.1781 (0.511)	15.5222 (0.07509)	0.7450 (0.98620)	17.2177 Nan	-4.8770 (0.57389)	-6.2700 (0.20973)
ARCH						
A[1,2]	-0.0049 (0.403)	-0.0006 (0.40905)	-0.0001 (0.96898)	0.0020 (2.48436)	0.0015 (0.25336)	0.0024 (0.57589)
A[2,2]	0.6081 (4.598)	-0.3213 (0.02676)	-0.6379 (0.73251)	0.0299 Nan	-0.6395 (0.00011)	-0.1835 (0.32062)
B[1,1]	-0.1264 (0.613)	-0.0028 Nan	-0.0941 Nan	0.0650 (0.81416)	0.0080 (0.97636)	0.2935 (0.12549)
B[2,1]	0.1972 (0.909)	0.3138 (0.79827)	-0.1633 Nan	-0.0366 (0.97550)	0.3444 (0.75417)	0.0878 (0.93240)
GARCH						
B[1,2]	0.0061 (0.655)	0.0000 (0.99158)	0.0000 (0.99229)	-0.0007 (0.85520)	0.0000 (0.99716)	0.0000 (0.99261)
B[2,2]	0.0163 (0.818)	0.0057 (0.50499)	-0.0315 Nan	-0.0001 (0.99634)	0.0100 (0.55480)	0.0026 (0.93968)
D[1,1]	0.6114 (0.032)	-0.2605 (0.59059)	0.6508 (0.32936)	-0.6744 Nan	0.8542 (0.00121)	0.2361 (0.37111)
D[2,1]	6.8576 (0.201)	-1.8689 (0.90735)	0.3554 (0.99674)	28.3210 Nan	-32.1978 (0.00056)	15.3019 (0.00342)
GJR						
D[1,2]	0.0147 (0.128)	0.0023 (0.17695)	0.0002 (0.94911)	-0.0043 (0.08696)	-0.0009 (0.68450)	-0.0054 (0.47330)
D[2,2]	-0.0595 (0.883)	-0.6836 (0.00369)	-0.9619 (0.73332)	0.8060 (2.98293)	-0.0978 (0.73533)	0.4807 (0.02140)
Lambda	1.5187	2.3115	0.8945	3.7578	2.7227	3.0248

Nota. La representación de la ecuación 10Entre parentesis se presentan los p-valor, estimados a partir de asymptotic theory estimates of standard errors of estimated parameters (Tse & Tsui, 2002). En rojo se colocan los coeficientes de trasferencia en volatilidad que resultan significativos.

Fuente. Elaborado con datos del Banco Central de la República Dominicana.

Anexo 7

MGARCH-GJR: efecto del ingreso del estado sobre variables
macroeconómicas, 2007-2018
[Ingresos totales]

Coefficientes	IMAE	Inflación	Tipo de Cambio	Crédito privado	Credito de consumo	M1
C	C[1,1]	-0.1089 (0)	-0.1405 (0)	-0.1135 (0)	-0.0972 (0)	-0.1022 (0)
	C[2,1]					
	C[1,2]	-0.0078 (0.2305)	-0.0006 (0.6738)	-0.0015 (0.011)	-0.0019 (0.5184)	-0.0008 (0.7013)
	C[2,2]	-0.0329 (0)	-0.0001 (0.9616)	0.0001 (0.8796)	0.0136 (0)	0.0093 (0.0001)
	A[1,1]	-0.4937 (0.0002)	0.3239 (0.0015)	0.5294 (0)	-0.6514 (0)	0.6196 (0)
	A[2,1]	0.4847 (0.4052)	3.5452 (0.1944)	2.3551 (0.5384)	-0.0032 (0.9971)	1.0162 (0.3683)
ARCH	A[1,2]	0.0009 (0.9723)	-0.0057 (0.1557)	-0.0021 (0.2907)	0.0101 (0.3051)	-0.0145 (0.1431)
	A[2,2]	-0.3926 (0.0052)	0.7237 (0)	-0.8936 (0)	0.5586 (0)	-0.5923 (0.0001)
	B[1,1]	0.5031 (0.0001)	0.0024 (0.9892)	-0.3320 (0)	-0.4379 (0.0001)	-0.4000 (0.0011)
	B[2,1]	-0.0254 (0.9624)	-2.7457 (0.1736)	-5.5624 (0.0744)	0.0694 (0.9034)	-0.2085 (0.7379)
GARCH	B[1,2]	0.0520 (0.3093)	0.0288 (0)	0.0135 (0)	-0.0145 (0.4723)	-0.0445 (0.0167)
	B[2,2]	0.0010 (0.9895)	0.3797 (0.0002)	0.3177 (0)	0.0003 (0.9895)	-0.0156 (0.7804)

Nota. La representación de la ecuación 10. Entre paréntesis se presentan los p-valor, estimados a partir de asymptotic theory estimates of standard errors of estimated parameters (Tse & Tsui, 2002). En rojo se resaltan los coeficientes de transferencia de volatilidad, que resultan significativos.

Fuente. Elaborado con datos del Banco Central de la República Dominicana.

[Ingresos por ITEBIS]

Coeficientes		IMAE	Inflación	Tipo de Cambio	Crédito privado	Credito de consumo	M1
C	C[1,1]	-0.0312 (0.0188)	-0.0264 (0.0109)	0.0051 (0.9564)	-0.0202 (0.0813)	0.0251 (0.0462)	-0.0198 (0.111)
	C[2,1]						
	C[1,2]	-0.0359 (0.0019)	-0.0039 (0)	-0.0029 (0)	-0.0142 (0)	0.0046 (0.6137)	-0.0327 (0)
	C[2,2]	-0.0063 (0.9197)	-0.0001 (0.9711)	0.0001 (0.9419)	0.0000 (0.9979)	0.0091 (0.0457)	0.0001 (0.997)
	A[1,1]	-1.2983 (0)	-0.7016 (0)	0.7850 (0)	-0.7584 (0)	-0.8161 (0)	0.8690 (0)
ARCH	A[2,1]	2.3635 (0)	1.6523 (0.6691)	1.9020 (0.7117)	-0.7850 (0.24)	1.2107 (0.2631)	-0.8956 (0.1468)
	A[1,2]	-0.0815 (0.0024)	-0.0116 (0.0287)	0.0003 (0.8614)	0.0046 (0.6451)	0.0081 (0.162)	0.0562 (0.0089)
	A[2,2]	0.2234 (0.0519)	0.7082 (0)	-0.6727 (0)	0.4869 (0.0032)	0.7593 (0)	0.2525 (0.0251)
	B[1,1]	0.5167 (0)	0.8109 (0)	0.7958 (0)	-0.7813 (0)	-0.7556 (0)	-0.7292 (0)
GARCH	B[2,1]	0.2873 (0.4691)	0.5856 (0.3164)	-0.0364 (0.9562)	0.2686 (0.5817)	-0.0862 (0.8797)	-0.4775 (0.2798)
	B[1,2]	-0.0006 (0.9441)	-0.0051 (0.0136)	0.0078 (0)	-0.0106 (0.0272)	-0.0047 (0.2238)	0.0230 (0.0544)
	B[2,2]	0.0050 (0.9467)	0.3730 (0.0003)	-0.3183 (0)	0.0019 (0.9095)	0.0002 (0.9953)	0.0215 (0.6479)

Nota. La representación de la ecuación 10. Entre paréntesis se presentan los p-valor, estimados a partir de asymptotic theory estimates of standard errors of estimated parameters (Tse & Tsui, 2002). En rojo se resaltan los coeficientes de transferencia de volatilidad, que resultan significativos significativos.

Fuente. Elaborado con datos del Banco Central de la República Dominicana.

[Ingresos por ISR]

Coefficientes	IMAE	Inflación	Tipo de Cambio	Crédito privado	Credito de consumo	M1	
C	C[1,1]	-0.2276 (0)	-0.2637 (0)	-0.2147 (0)	-0.2593 (0)	-0.2632 (0)	-0.2558 (0)
	C[2,1]						
	C[1,2]	0.0003 (0.9644)	-0.0019 (0.2634)	-0.0020 (0)	0.0003 (0.9065)	-0.0060 (0.0232)	-0.0056 (0.2212)
	C[2,2]	0.0308 (0)	0.0006 (0.742)	0.0000 (0.9987)	0.0128 (0)	0.0062 (0.2249)	0.0343 (0)
ARCH	A[1,1]	-0.4394 (0.0001)	-0.5005 (0)	0.5513 (0)	0.5176 (0)	0.4965 (0)	-0.5526 (0)
	A[2,1]	1.3575 (0.2317)	-11.2004 (0.053)	0.8896 (0.9145)	2.4157 (0.2542)	7.0662 (0.0096)	-1.8831 (0.1322)
	A[1,2]	0.0048 (0.6625)	0.0012 (0.6455)	-0.0017 (0.0751)	-0.0097 (0.0343)	-0.0066 (0.1276)	-0.0009 (0.9338)
	A[2,2]	-0.4611 (0.0002)	0.6297 (0)	-0.8942 (0)	-0.5809 (0)	-0.6402 (0)	0.3869 (0.0035)
GARCH	B[1,1]	-0.5344 (0.0007)	-0.2279 (0.2092)	0.5212 (0)	-0.2957 (0.1179)	0.2043 (0.3294)	0.2851 (0.2265)
	B[2,1]	1.1414 (0.2556)	-4.0997 (0.3804)	4.4706 (0.2456)	-1.9059 (0.3738)	-0.0672 (0.9129)	-0.0368 (0.9671)
	B[1,2]	-0.0281 (0.1362)	0.0127 (0)	-0.0051 (0.0001)	-0.0115 (0.1237)	-0.0223 (0.0254)	0.0050 (0.7872)
	B[2,2]	-0.2226 (0.0677)	-0.4387 (0.0222)	-0.1201 (0.229)	0.0042 (0.9429)	0.0018 (0.9529)	0.0011 (0.9744)

Nota. La representación de la ecuación 10. Entre paréntesis se presentan los p-valor, estima-
 dos a partir de asymptotic theory estimates of standard errors of estimated parameters (Tse
 & Tsui, 2002). En rojo se resaltan los coeficientes de transferencia de volatilidad, que resultan
 significativos significativos.

Fuente. Elaborado con datos del Banco Central de la República Dominicana.

[Ingresos por impuestos selectivos al consumo]

Coeficientes		IMAE	Inflación	Tipo de Cambio	Crédito privado	Credito de consumo	M1
C	C[1,1]	-0.0873 (0)	-0.1038 (0)	-0.0996 (0.0057)	-0.1086 (0)	-0.0972 (0)	-0.0141 (0.4508)
	C[2,1]						
	C[1,2]	-0.0075 (0.3027)	-0.0032 (0.0207)	-0.0015 (0.2665)	0.0011 (0.5236)	-0.0015 (0.4301)	-0.0337 (0)
	C[2,2]	-0.0291 (0)	-0.0001 (0.9523)	0.0000 (0.9976)	0.0057 (0.8933)	0.0095 (0)	-0.0042 (0.9146)
	A[1,1]	-0.3535 (0.0081)	0.3747 (0.0041)	0.4819 (0)	-0.3885 (0.005)	-0.5960 (0)	-0.0288 (0.8693)
ARCH	A[2,1]	1.6430 (0.0001)	-0.3930 (0.878)	7.9216 (0.0062)	1.7755 (0.0008)	1.1324 (0.219)	0.2852 (0.5704)
	A[1,2]	-0.0238 (0.7268)	-0.0065 (0.2429)	-0.0076 (0.01)	0.0070 (0.8729)	0.0148 (0.1488)	-0.0306 (0.4098)
	A[2,2]	-0.2555 (0.0758)	-0.7832 (0)	-0.9204 (0)	0.5956 (0)	0.7875 (0)	-0.4289 (0.0001)
	B[1,1]	-0.4479 (0.0043)	-0.2939 (0.0104)	0.3236 (0.5801)	-0.1441 (0.1833)	-0.2190 (0.3228)	0.1376 (0.4245)
GARCH	B[2,1]	0.0417 (0.941)	-3.6612 (0.2714)	0.2113 (0.3756)	0.1173 (0.6438)	-0.0311 (0.9192)	-3.0603 (0)
	B[1,2]	-0.1639 (0.0192)	0.0257 (0.0313)	-0.0134 (0.2516)	-0.0984 (0.55)	-0.0162 (0.4375)	-0.0079 (0.6157)
	B[2,2]	0.0074 (0.9669)	0.3200 (0)	0.2043 (0.0207)	-0.0378 (0.3546)	-0.0018 (0.9371)	-0.1070 (0.5264)

Nota. La representación de la ecuación 10. Entre paréntesis se presentan los p-valor, estimados a partir de asymptotic theory estimates of standard errors of estimated parameters (Tse & Tsui, 2002). En rojo se resaltan los coeficientes de transferencia de volatilidad, que resultan significativos.

Fuente. Elaborado con datos del Banco Central de la República Dominicana.

[Ingresos corrientes]

Coeficientes		IMAE	Inflación	Tipo de Cambio	Crédito privado	Credito de consumo	M1
C	C[1,1]	-0.0980 (0)	-0.1054 (0)	-0.0560 (0.0002)	-0.0984 (0)	-0.1056 (0)	-0.0843 (0)
	C[2,1]						
	C[1,2]	-0.0115 (0.0962)	-0.0004 (0.77)	-0.0027 (0)	-0.0021 (0.3985)	-0.0009 (0.6463)	-0.0120 (0.0356)
	C[2,2]	-0.0334 (0)	0.0062 (0)	0.0004 (0.6013)	-0.0130 (0)	-0.0090 (0.0004)	0.0340 (0)
ARCH	A[1,1]	0.6433 (0.0001)	0.5820 (0)	0.7300 (0)	0.6477 (0)	-0.6038 (0)	-0.6866 (0)
	A[2,1]	-0.1965 (0.608)	2.5113 (0.2665)	1.1338 (0.7301)	0.0996 (0.9079)	-1.0421 (0.3684)	-0.7985 (0.1684)
	A[1,2]	-0.0042 (0.8932)	0.0013 (0.8013)	-0.0050 (0.0157)	-0.0115 (0.2415)	0.0139 (0.1528)	-0.0112 (0.6602)
	A[2,2]	-0.2916 (0.0276)	-0.5748 (0)	-0.7244 (0)	-0.5722 (0)	0.6088 (0)	0.2816 (0.0683)
GARCH	B[1,1]	0.4663 (0.0002)	0.4208 (0.0046)	-0.7146 (0)	0.4167 (0.0007)	0.3639 (0.0181)	-0.4777 (0)
	B[2,1]	0.0802 (0.9195)	-0.0310 (0.9656)	-7.8895 (0.016)	-0.3202 (0.6654)	0.2512 (0.7199)	0.2912 (0.6646)
	B[1,2]	0.0537 (0.1919)	0.0037 (0.7012)	0.0039 (0.0005)	0.0168 (0.3811)	0.0465 (0.0192)	0.0005 (0.9863)
	B[2,2]	0.0139 (0.8954)	-0.0023 (0.9291)	0.4264 (0.0003)	0.1434 (0.0586)	0.0205 (0.7581)	0.0020 (0.9631)

Nota. La representación de la ecuación 10. Entre paréntesis se presentan los p-valor, estimados a partir de asymptotic theory estimates of standard errors of estimated parameters (Tse & Tsui, 2002). En rojo se resaltan los coeficientes de transferencia de volatilidad, que resultan significativos significativos.

Fuente. Elaborado con datos del Banco Central de la República Dominicana.

Anexo 8

Coeficientes del modelo de volatilidad estocástica AR(1)-SV,
2007-2018

Coeficientes Volatilidad Estocástica	Índice de Actividad Económica	Tipo de cambio	Inflación	Crédito privado	Gato público total	Ingresos Totales
μ	-6.51878 (0.14039)	-10.59865 (1.20082)	-8.8558 (2.72914)	-8.18897 (0.34122)	-2.79266 (0.21296)	-3.9475 (0.22489)
Φ	0.53211 (0.28611)	0.86907 (0.084)	0.95343 (0.05092)	0.64096 (0.25626)	0.49366 (0.15369)	0.64822 (0.15365)
σ	0.15163 (0.10847)	0.52473 (0.14359)	0.31498 (0.12919)	0.2404 (0.13085)	0.79356 (0.16977)	0.55771 (0.15594)
$\text{Exp}\{\mu/2\}$	0.03851 (0.0028)	0.01038 (0.09298)	0.14754 (2.20556)	0.02064 (0.24762)	0.24891 (0.02662)	0.13982 (0.01599)
σ^2	0.03475 (0.04639)	0.29595 (0.16181)	0.1159 (0.10168)	0.07491 (0.07326)	0.65856 (0.27593)	0.33535 (0.18019)

Nota. Ecuación 7.

Fuente. Elaborado con datos del Banco Central de la República Dominicana.

Anexo 9

BEKK: transferencia de volatilidad de las series fiscales en los grupos de bienes y servicios de la inflación, 2007-2018

Grupos de productos de la inflación	Gasto Total	Gasto Corriente	Gasto de Capital	Gasto en Intereses de la deuda	Ingresos Totales	Ingresos Corrientes	Ingresos de ISR	Ingresos ITEBIS	Ingresos de ISC
Alimentos y Bebidas no Alcohólicas	4.2324 (0.2189)	-0.726 (0.6798)	-12.4204 (0.3132)	-3.7546 (0.5281)	1.8432 (0.1452)	1.8051 (0.1712)	7.375 (0.1109)	1.4519 (0.1219)	0.4463 (0.7098)
Bebidas Alcohólicas y Tabaco	0.0021 (0.9957)	-0.0296 (0.9172)	-0.0354 (0.9731)	0.0061 (0.9948)	0.0105 (0.9847)	0.0143 (0.9795)	-0.0164 (0.9841)	-0.3378 (0.5451)	0.0072 (0.9913)
Bebidas Alcohólicas y Tabaco	1.2029 (0.5982)	-0.1492 (0.9184)	-6.37 (0.3531)	0.303 (0.9599)	5.7799 (0.6063)	2.2411 (0.0893)	3.7971 (0.2307)	11.5356 (0)	1.5356 (0.3564)
Prendas de Vestir y Calzado	-0.0369 (0.94)	2.607 (0.0105)	-0.4094 (0.7579)	-0.1904 (0.7915)	0.1966 (0.7254)	0.0653 (0.9056)	0.1368 (0.8817)	-0.1562 (0.6643)	0.1698 (0.5542)
Prendas de Vestir y Calzado	2.5571 (0.9668)	-0.4183 (0.9539)	-0.5407 (0.9795)	0.4921 (0.9801)	-5.0707 (0.1647)	7.6184 (0.0344)	2.0478 (0.8316)	-4.3401 (0.1968)	0.7624 (0.8459)
Vivienda	0.0495 (0.9159)	-1.2894 (0.0756)	-0.2763 (0.8179)	-0.161 (0.8147)	0.051 (0.926)	6.6121 (0.248)	-1.1319 (0.881)	-0.0054 (0.9917)	0.066 (0.8514)
Vivienda	-5.2302 (0.5004)	-7.3983 (0.1436)	-3.013 (0.7191)	-1.1621 (0.8977)	-2.2812 (0.2913)	0.0401 (0.9795)	0.2365 (0.9563)	0.1732 (0.9652)	-2.1752 (0.2485)
Muebles	0.1494 (0.7899)	0.0003 (0.9994)	-0.0633 (0.9603)	-0.0301 (0.9679)	-0.0246 (0.9657)	0.4656 (0.6133)	0.0659 (0.9391)	-0.0146 (0.9714)	-6.3506 (0.0001)
Muebles	3.7913 (0.7993)	1.6213 (0.9006)	-0.1462 (0.9961)	-0.0522 (0.9985)	0.337 (0.9491)	-0.4232 (0.952)	-0.2793 (0.982)	1.2337 (0.9097)	1.7403 (0.7113)
Salud	-0.1766 (0.6859)	-5.8287 (0.2943)	0.0163 (0.9887)	0.2524 (0.7805)	0.2386 (0.7151)	-2.7936 (0.4807)	-0.1467 (0.8392)	-0.0527 (0.9162)	-0.0986 (0.4283)
Salud	-0.7626 (0.9238)	1.1048 (0.6322)	-0.411 (0.991)	-0.6298 (0.968)	6.7757 (0.0211)	-5.2286 (0.0039)	0.8609 (0.927)	-2.812 (0.4337)	-0.256 (0.9339)
Salud	-0.7393 (0.6726)	-0.1995 (0.6331)	-0.293 (0.7875)	0.3012 (0.7042)	-0.0868 (0.8219)	0.0542 (0.911)	5.7978 (0.2714)	-0.1307 (0.7806)	0.142 (0.4347)
Transporte	1.2115 (0.3781)	-1.5049 (0.1143)	0.8137 (0.7819)	-0.0038 (0.9993)	-1.4043 (0.0423)	1.4019 (0.0456)	-1.6207 (0.3455)	-8.6222 (0)	0.5684 (0.4041)
Transporte	0.5961 (0.0084)	-1.8398 (0.1411)	0.3782 (0.7693)	0.1903 (0.7984)	0.0506 (0.8801)	0.0696 (0.8429)	0.3381 (0.8714)	-3.2733 (0.0688)	-0.5067 (0.5627)
Comunicaciones	7.8433 (0.2347)	1.7296 (0.6753)	-8.6623 (0.4702)	0.0424 (0.9983)	-5.7279 (0.1508)	8.4815 (0.0714)	-13.7895 (0.1579)	-4.396 (0.157)	-2.6319 (0.4028)
Comunicaciones	0.0252 (0.9574)	-0.0027 (0.9942)	0.0922 (0.9415)	-0.0094 (0.99)	0.0078 (0.9889)	0.0746 (0.8973)	0.0262 (0.977)	-0.8866 (0.3134)	-2.8012 (0.0001)
Recreación y Cultura	0.5677 (0.9164)	-0.1624 (0.9694)	-11.4362 (0.3786)	-0.1298 (0.993)	0.4923 (0.8277)	-3.19 (0.2148)	-0.2603 (0.9657)	-2.2962 (0.8972)	0.2328 (0.9386)
Recreación y Cultura	-2.0509 (0.87)	-0.0075 (0.9844)	-0.4478 (0.774)	0.1692 (0.8494)	-8.4589 (0.0301)	-7.2142 (0)	0.0713 (0.9432)	-0.0524 (0.9115)	0.0136 (0.9732)
Educación	0.9894 (0.7317)	-4.2593 (0.1869)	-23.1847 (0.0184)	1.7828 (0.6952)	-0.9196 (0.403)	-1.0206 (0.3652)	-9.6071 (0.0017)	-5.9956 (0)	0.7213 (0.6094)
Educación	-0.0003 (0.9993)	-0.2751 (0.5387)	-0.0018 (0.9988)	-0.0072 (0.9885)	0.0152 (0.9413)	0.0039 (0.9851)	0.2261 (0.8006)	-0.2917 (0.4512)	-0.119 (0.797)
Restaurantes y Hoteles	-3.6717 (0.2358)	-0.3704 (0.9453)	-8.1783 (0.7974)	0.3032 (0.9925)	-0.5946 (0.8917)	0.1372 (0.9704)	-0.1753 (0.9831)	-0.5182 (0.9907)	-2.4724 (0.4857)
Restaurantes y Hoteles	0.0011 (0.9978)	0.0132 (0.9719)	-5.2347 (0.0099)	0.2484 (0.8911)	-0.5606 (0.6189)	-0.2195 (0.6547)	0.0187 (0.9782)	1.3807 (0.9504)	-0.0031 (0.9958)
Bienes y Servicios Diversos	37.0715 (0.0064)	-8.4729 (0.3295)	-0.4554 (0.9861)	-0.0038 (0.9999)	0.2718 (0.9612)	6.1237 (0.3017)	39.8577 (0.0216)	1.5171 (0.7627)	1.4977 (0.7463)
Bienes y Servicios Diversos	-0.0203 (0.9606)	-0.0582 (0.8794)	-1.6829 (0.0912)	0.4173 (0.9154)	-0.0801 (0.8907)	-20.9921 (0.0012)	0.0099 (0.9813)	-0.0566 (0.9008)	-0.0834 (0.8009)

Nota: En negrita se colocan los coeficientes significativos. Dentro de cada grupo de bienes y servicios se presentan dos coeficientes, el primero corresponde al efecto ARCH y el segundo al efecto GARCH, debajo se presentan los P-Valores asociados.

Fuente: Elaboración propia con datos del Banco Central de la República Dominicana y de la Superintendencia de Bancos.

Anexo 10

BEKK condicionados: transferencia de volatilidad del gasto
público total sobre series seleccionadas, 2007-2018

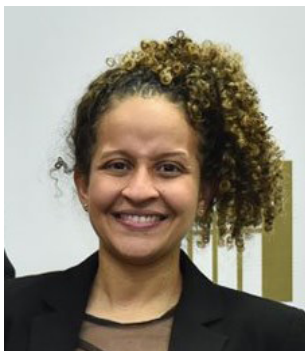
Coeficientes	IMAE				Inflación				Tipo de Cambio			
	General	ΔIMAE >0	IMAE < poten.	Alta vol. fiscal	General	ΔIMAE <0	IMAE < poten.	Alta vol. fiscal	General	ΔIMAE <0	IMAE < poten.	Alta vol. fiscal
C	C[1,1]	-0.0809 (0.0071)	0.1929 (0.0000)	0.2889 (0.0000)	-0.0415 (0.6086)	-0.2155 (0.0000)	0.1299 (0.0000)	0.2611 (0.0000)	-0.2119 (0.0000)	-0.2458 (0.0000)	0.2682 (0.0000)	-0.3155 (0.0000)
	C[1,2]	0.0229 (0.0000)	0.0026 (0.622)	0.0136 (0.0177)	-0.0020 (0.9432)	-0.0027 (0.3814)	-0.0024 (0.0069)	-0.0004 (0.7509)	-0.0050 (0.0001)	-0.0002 (0.8426)	0.0016 (0.0094)	-0.0011 (0.0494)
	C[2,2]	0.0000 (0.9994)	-0.0345 (0.0000)	0.0326 (0.0000)	0.0207 (0.0000)	0.0053 (0.1849)	0.0046 (0.9888)	0.0057 (0.1271)	0.0002 (0.0000)	-0.0002 (0.7745)	0.0042 (0.7809)	-0.0002 (0.0000)
ARCH	A[1,1]	-0.7144 (0.0000)	0.4090 (0.0148)	-0.1395 (0.3566)	0.3728 (0.0803)	0.5993 (0.0000)	-0.3117 (0.011)	0.0802 (0.5335)	0.5852 (0.01)	0.5254 (0.0000)	-0.4787 (0.0018)	-0.3478 (0.0132)
	A[2,1]	-0.0060 (0.9943)	4.1231 (0.0000)	3.6601 (0.0482)	4.0523 (0.0001)	12.2685 (0.0058)	37.9011 (0.0000)	9.2136 (0.0000)	14.5626 (0.0053)	7.4261 (0.0032)	-1.0201 (0.8941)	-0.3518 (0.98)
	A[1,2]	0.0013 (0.9185)	0.0150 (0.4316)	0.0043 (0.8692)	-0.0434 (0.0504)	-0.0057 (0.0021)	0.0045 (0.1715)	0.0038 (0.2573)	0.0000 (0.998)	-0.0002 (0.7522)	0.0069 (0.0003)	0.0001 (0.9526)
GARCH	A[2,2]	-0.6898 (0.0000)	0.3157 (0.0263)	-0.3908 (0.1982)	0.7823 (0.0022)	-0.4430 (0.0000)	0.4754 (0.0021)	0.4912 (0.0053)	-0.5406 (0.0086)	-0.9211 (0.0000)	0.6320 (0.0000)	0.0654 (0.8018)
	B[1,1]	0.4499 (0.0000)	0.0008 (0.9981)	0.8470 (0.0000)	-0.2335 (0.2027)	-0.4719 (0.0000)	0.0500 (0.8248)	-0.0009 (0.997)	0.0863 (0.7256)	0.3199 (0.2592)	-0.0091 (0.9736)	-0.5384 (0.0008)
	B[2,1]	4.9560 (0.0000)	0.0002 (0.9997)	-0.0937 (0.799)	-0.2116 (0.6227)	-0.0195 (0.9682)	-0.0694 (0.8967)	-0.0148 (0.9643)	-0.0558 (0.9019)	-1.1927 (0.4371)	-0.3747 (0.8687)	-0.0092 (0.9795)
GARCH	B[1,2]	0.0422 (0.0018)	0.0000 (1.0000)	0.0086 (0.9242)	0.0519 (0.0025)	0.0055 (0.8212)	-0.0188 (0.0000)	0.0131 (0.1767)	-0.0003 (0.9824)	0.0093 (0.0000)	-0.0050 (0.0349)	0.0001 (0.9792)
	B[2,2]	-0.4238 (0.0000)	0.0001 (0.9995)	-0.0605 (0.3417)	0.0410 (0.3279)	-0.0034 (0.749)	-0.0066 (0.7649)	-0.0021 (0.9257)	-0.0069 (0.5358)	-0.1448 (0.0051)	-0.2184 (0.0000)	0.0002 (0.9738)
n		132	88	67	43	143	55	71	43	143	88	72
AIC		-255.22	-147.41	-105.75	-64.70	-483.17	-176.41	-220.54	-128.52	-552.55	-332.48	-275.40

Fuente. Elaborado con datos del Banco Central de la República Dominicana.

TERCERA PARTE

Determinantes de la migración circular haitiana
de carácter laboral en la República Dominicana:
un enfoque de modelos binominales negativos

Ana María Fernández González



Ana María Fernández González

Nació en Neiba, provincia Bahoruco, el 18 de mayo de 1987. Se graduó de Economía en la Universidad Autónoma de Santo Domingo (UASD). Realizó estudios en la Pontifica Universidad Católica de Chile, acreditándose con un máster en Sociología con concentración en métodos cuantitativos. Se desempeña como Especialista Sectorial del área de educación en el Ministerio de Economía Planificación y Desarrollo donde alterna esta función con la de docente adjunta en la Universidad Nacional Pedro Henríquez Ureña, impartiendo la cátedra de Sociología. Sus investigaciones versan sobre temas de educación, migración, movimientos migratorios y confianza institucional.

Resumen

La investigación desarrollada estudia los determinantes de la migración circular laboral haitiana hacia República Dominicana, mediante una aproximación de modelos de recuento: los Modelos Binomiales Negativos (MBN), para la investigación los análisis inferenciales fueron acompañados por exámenes descriptivos de la dinámica del proceso migratorio y de mercado laboral, en ambas aproximaciones se empleó microdatos de la Encuesta Nacional de Migrantes en su última versión ENI-2017. Los resultados confirman la importancia de las condiciones laborales, ocupacionales, geográfica, los rasgos personales, migratorios y familiares, como determinantes del patrón circular o recurrencia migratoria a República Dominicana de los migrantes haitianos que viajan por motivos laborales. Se confirma que los flujos migratorios circulares provienen de zonas donde tradicionalmente ha existido una pauta hacia la migración, aquellas arraigadas a los sistemas estacionales de producción y colindantes a la línea fronteriza, no así en zonas donde coexisten nichos laborales que tiende a proveer empleos formales al migrante, la circularidad se muestra en los migrantes oriundos de los departamentos de Haití donde ha existido sistemáticamente actividad comercial binacional, además se observa en los resultados que el tamaño de la ciudad de origen del migrante en Haití es significativo. Los migrantes de sexo masculino presenta mayor propensión hacia la circularidad, indicativo de la masculinidad de este patrón, según la posición en el hogar, la acumulación de viajes es notoria en los jefes de hogar y parejas y para aquellos que superan los 35 años y que sobrepasan los 10 años de residencia, indicativo de que la antigüedad migratoria juega un rol importante. Este patrón no

es explicado por la regularidad migratoria, es decir la circularidad no está determinada por una entrada o salida legal. Aquellos que poseen vínculos cercanos en Haití y que tienen bajos niveles educativos tienden a la adopción a la circularidad, esto último se colige con el hallazgo de que los migrantes que se ubican en ocupaciones que requieren menor nivel de cualificación adquieren mayor frecuencia migratoria, entre estas se ubican: las ocupaciones elementales, los trabajos de los servicios y vendedores y las relacionadas a la agricultura, se demuestra que la segmentación laboral según el género de la migración haitiana afecta también a este fenómeno, además los que adquieren contrato temporal en su ocupación tienen mayor frecuencia de cometer el evento en referencia a los que ostentan contratos laborales fijos.

Codificación JEL: C35, F22, J61

JEL: C35 - Modelos de regresión discreta.

JEL: F22 - Migración internacional.

J61: Movilidad geográfica de la mano de obra, Trabajadores inmigrantes.

Palabras Claves: Migración Laboral Haitiana, Modelos Binominal Negativo, Circularidad Migratoria, Encuesta Nacional de Migrantes, ENI.

1. Introducción

Durante la última década del siglo XX y primera del nuevo milenio, la migración haitiana ha experimentado significativos cambios en el volumen, tendencias, modalidades y características sociodemográficas del flujo que se desplaza a República Dominicana. Una premisa observada ha sido el cambio en la dinámica del movimiento circular, que fue propia del circuito productivo que relacionaba la producción azucarera dominicana a la mano de obra campesina haitiana, que estaba además supeditada a las condiciones geográficas de una isla compartida por dos naciones, en condiciones limítrofes particulares. En la actualidad este patrón migratorio se ha diversificado en sectores sociales urbanos, debido a la disolución de los sistemas estacionales propios de la industria azucarera, y a la penetración de la mano de obra haitiana hacia otros sectores laborales: la construcción, las obras públicas, el comercio ambulante, el servicio doméstico, el transporte y el turismo (Evertsz F y Lozano W., 2008; Silie R., 2003). Lo anterior ha servido de base para que el patrón circular característico del flujo migratorio haitiano de carácter laboral cambie su dimensión e impacto; integrando otros espacios y regiones a nivel binacional.

En efecto, el perfil migratorio laboral en la República Dominicana ha cambiado, hoy es un flujo urbano, con un mayor componente diverso de migrantes internacionales. A pesar de este nuevo patrón, la migración haitiana sigue siendo relevante, representando la mayor población laboral residente en el país, que muestra una expansión experimentada de entradas y salidas recurrentes. Actualmente, entre los migrantes residentes en el país la inserción efectiva o potencial haitiana es la que muestra mayor vulnerabilidad en términos de la relación de cualificación

y compensación laboral, esto conduce a una mayor dependencia de sus vínculos con el mercado, pero en una situación no mejorada.

Concomitantemente a estas transformaciones coexiste una evolución normativa y de cambios institucionales que ha dado el Gobierno dominicano para responder a estas nuevas dinámicas. Desde el punto de vista institucional esta nueva gobernanza se fundamenta en los lineamientos de una política migratoria hasta 2030 (Ley 1-12,) un marco normativo reciente, que responde a los cambios en la migración desde la Ley sobre Tráfico Ilícito de Migrantes y Trata de Personas en 2003, la Ley General de Migración en 2004, la Ley 169-14 que establece un régimen especial para personas nacidas en República Dominicana inscritas irregularmente y sobre naturalización y el Decreto 327-13 del Plan Nacional de Regularización de Emigrantes PNRE.

En ese orden, si bien la migración circular de carácter laboral no es un fenómeno nuevo, hoy está anclada a una nueva gobernanza y a otras nuevas dimensiones sociodemográficas, lo que la distinguen de los flujos migratorios del pasado; es por esta razón que en ese contexto cabe preguntarse, *¿Quiénes son los inmigrantes haitianos que han migrado por motivos laborales y adoptan con más intensidad un patrón circular?, y ¿Qué peso tienen los rasgos personales, la actividad económica, ocupacional, la ubicación geográfica su condición migratoria en la adopción de este tipo de patrón?*. Es por esta razón, que el interés de la investigación se cifra en examinar el perfil de los inmigrantes haitianos que siguen este patrón, y con esto desentrañar las particularidades del flujo migratorio contemporáneo de migrantes haitianos que ingresan a República Dominicana por motivos laborales. Para responder estas preguntas se ha empleado los micro datos la Encuesta Nacional de Migrantes en su última versión, ENI-2017.

Esta fuente en que se versa este artículo de investigación presenta información que ha coadyuvado al análisis descriptivo que caracterizo a la población migrante residente en República Dominicana a partir del estudio de los flujos migratorios y las características de los nichos laborales de los migrantes haitianos. En específico se analizó los flujos a partir de la dinámica del proceso migratorio, que incluyo aspectos de la frecuencia migratoria, los periodos de llegada en la única y última migración, la frecuencia migratoria según la desagregación regional y provincial y los departamentos haitianos donde confluye el flujo migratorio. En cuanto a las características laborales, se examinó indicadores básicos de la fuerza de laboral según tipo de migrante y la composición de la población ocupada según rama de actividad económica.

Para responder la pregunta base del artículo, se estimó un Modelo Binomial Negativo (MBN), perteneciente a la familia de modelos de recuento. Con la estimación se observó quienes son recurrentes para emprender viajes a República Dominicana, o quienes son proclives a la circularidad. Metodológicamente en el artículo se parte de la idea de que la migración circular laboral haitiana es observada por su carácter espacial y temporal, es decir se analiza su espacialidad a través de la dirección que toma el flujo y su fuerza por medio por la frecuencia de los movimientos migratorios. Se concibe que la migración circular como forma espaciotemporal es una construcción social formada por individuos y grupos que la constituyen en distintas coyunturas, y que se articulan con otros procesos sociales (*demográficos, económicos, culturales, etc.*,) y por diferencias sociales (*familiares, de género, étnicas, de clase, etc.*,).

De lo anterior, como aproximación cuantitativa a este fenómeno, los resultados revelan que las condiciones laborales, ocupacionales, geográficas, los rasgos personales, familiares y

migratorios explican quiénes son los inmigrantes que se insertan en un flujo circular recurrente, o de una u otra manera, quienes tienden adquirir un patrón permanente en la zona de recepción.

El documento está organizado en cuatro grandes apartados y las reflexiones finales. En la primera parte, se revisan los principales enfoques teóricos sobre circularidad migratoria y migración laboral; en la segunda se describe la metodología implementada, a través de la aplicación de los Modelos Binominal Negativos (MBN); en la tercera se aborda los principales resultados de los exámenes descriptivos y la estimación de los Modelos Binominal Negativos; en el último apartado, a modo de conclusiones se establecen las reflexiones finales de los resultados más relevantes.

2. Revisión de literatura

La literatura tradicional sobre movilidad poblacional suele analizarse a partir de dos grandes categorías analíticas, por medio de las cuales se intenta diferenciar distintos tipos de modelos migratorios. Por un lado, se utiliza el término de migración permanente, para referirse a quienes cambian de manera definitiva de su lugar de origen. Por otro, se usa el término migración temporal o circular, para indicar aquellos desplazamientos continuos y recurrentes que definen un constante ir y venir, se trata, pues, de cambios temporales de residencia que muchas veces no alteran el carácter permanente de residencia habitual (Cornelius W., 1992; Chávez Leo., 1988; Parrenas R.S, 2010). En específico, el término migración circular ha estado asociado a las migraciones laborales y de temporada y muchas veces se ha referido a las migraciones agrícolas, por su componente estacional.

(Canales A., 2010) establece que la circularidad migratoria suele entenderse como este conjunto de desplazamientos y alternancia de las estancias entre el lugar de residencia y el lugar de trabajo. En este proceso se conforma la carrera migratoria de cada individuo, al final de la cual y por diversos motivos (edad, éxito o fracaso, ciclo familiar, etc.) el migrante establece su residencia definitiva en algún punto de su ruta circular (Fargues, P. 2008).

Las definiciones más tradicionales en demografía observan el evento en sí (la migración) y el sujeto de análisis (el migrante) como unidades fijas, en estado de reposo, es decir, como stocks demográficos. (Agunias, D. y Newland, K., 2007) y (Fargues, P. 2008) sostiene que la circularidad migratoria se trata, en definitiva, de la contraposición entre una conceptualización de la migración, entendida como movimiento de población (stock), a una definición en términos de flujo, es decir, como población en movimiento. Conforme a (Constant A. y Zimmerman K., 2007), dos categorías resultan básicas para analizar la circularidad migratoria: la espacialidad y la temporalidad de los distintos movimientos. La primera se refiere a la extensión, forma, posición, distancia, dirección y otras propiedades espaciales de los desplazamientos; mientras la segunda se refiere al ritmo, secuencia, duración, velocidad, aceleración, y otras propiedades temporales de los movimientos migratorios (Massey D., Durand J. y Goldring L., 1994).

Para (Canales A., 2016) la circularidad es construida socialmente en forma temporal, por lo que su dinámica y formas particulares difieren para distintos individuos y grupos sociales (familiares, de género, étnicas, de clase, etc.), en distintas épocas y coyunturas históricas.

En la región existe una considerable literatura empírica sobre los determinantes de la migración laboral y su asociación con los patrones de permanencia y circularidad. Un clásico de

estas investigaciones en la región es el estudio del patrón migratorio laboral de mexicanos a Estados Unidos.

(Massey D., Durand J. y Goldring L., 1994) estudian el patrón migratorio de esta población que viajan por motivos laborales, a través de un modelo de recuento con datos de panel, estiman la frecuencia migratoria en función solo de la región de procedencia del migrante en México. En el estudio muestran que el asentamiento de migrantes mexicanos alcanza una masa crítica, en comunidades donde coexiste espacios pluri-locales, que se sustentan en las redes e intercambios que vinculan de forma permanente a las comunidades de origen y destino. De esta forma, en aquellas regiones y comunidades donde se ha presentado con más intensidad a lo largo del tiempo la migración de mexicanos a Estados Unidos, se ha estructurado un complejo sistema de redes de intercambio y circulación de gente, dinero, bienes e información que tienden a transformar los asentamientos de migrantes a ambos lados de la frontera en una sola gran comunidad dispersa (Durand J., 2000 y Zenteno R., 2000).

(Deslingar, P. y Farrington, J., 2009) para examinar estos patrones, identifica una serie de variables desentraña el perfil sociodemográfico de los migrantes que adoptan un patrón circular. Señala en sus resultados que los migrantes de mediana edad, hijo del jefe de hogar y que son procedentes de zonas que tradicionalmente albergan migrantes y que se emplean en ocupaciones que requieren un bajo nivel de cualificación con figuras contractuales temporales, tienden a establecer una mayor propensión de desplazamiento desde las zonas de origen a las de recepción.

También, (Fargues, P. 2008) aplica un modelo integral empleando un análisis de probabilidad ordinal de la frecuencia de viajes para este mismo fenómeno migratoria. Demuestra que los hombres, que superan los 45 años, los de más de 15 años de

residencia, son los que viajan de forma aún más periódica, también los ocupados en actividades elementales y en servicios, han entrado y salido más veces desde la zona de recepción a la de origen.

Desde otra estrategia metodológica (Leiva, S y Ross C., 2016) abordan la circularidad migratoria a través del concepto de «transculturación del trabajo», analizo el caso de las bolivianas a Chile, por medio a un examen de contingencia y análisis de significancia estadística. En este caso la migración circular a la región de Tarapacá, Chile, está anclada a los trabajos domésticos y de temporada, desde allí se ha construido una cultura laboral que pasa por vínculos generacionales de la comunidad, y que supone en estas redes el no establecimiento permanente, sino la circularidad del trabajo que se efectúa trimestralmente.

(González. F y Arango J., 2008) estudian la recurrencia migratoria y su relación con los factores estructurales: crisis económicas y los sistemas legislativos de los países receptores. Estos autores realizaron un análisis comparado para examinar la circularidad de migrantes de América Latina a Estados Unidos; encuentran que en tiempos de crisis en las zonas de recepción se propicia mayores entradas y salidas sucesivas, reduciéndose las probabilidades de asentamiento permanente.

(Godenau, D. 2014), coinciden en que las políticas migratorias y las condiciones de los regímenes contractuales del mercado en las zonas de recepción, son factores que condicionan la permanencia o la circularidad migratoria. Demuestra que las leyes migratorias estrictas que adoptan algunas naciones, donde converge una migración laboral importante, conduce a los inmigrantes a establecerse de forma permanente y reducir la recurrencia de viajes a las zonas de origen.

(Canales A., 2013) indica que otros factores individuales pueden influir sobre la adopción de un patrón circular o permanente, destacando la escolaridad y el manejo del idioma del

país receptor y su condición migratoria, en este caso años de residencia. Se observa que, para el caso de marroquíes en España, los migrantes con bajos años de escolaridad, con buen manejo del español y que tienen más años de residencia migratoria tiende a emprender más viajes a sus zonas de origen en lapsos más cortos.

Siguiendo la metodología de (Canales A., 2013), (Bustamante J., 1998) demuestra en sus resultados para los ecuatorianos en España, que los migrantes con hijos o parejas en las zonas de origen tiende a establecer mayor recurrencia migratoria y que además los establecidos en ramas como la construcción o la agricultura no permanecen grandes temporadas en las zonas de recepción.

(González C., 2011) analiza el caso de la migración temporal entre Marruecos y España, encuentra que la estructura familiar es el aspecto de mayor significación y peso en la determinación de la modalidad migratoria, muestra que los jefes de hogar y los hijos tienen mayor probabilidad de cometer el evento más de una vez en su impronta migratoria, esto no sucede con las parejas que son de sexo femenino. Estos concluyen que esta selectividad de la migración se crea y manifiesta dentro del hogar, pues allí se definen los roles de cada individuo, así como sus opciones migratorias y laborales en España, que son diferentes por sexo, edad y posición en la estructura familiar.

(Alaminos A y López C., 2009) aluden que la adopción de un modelo de migración circular es común en comunidades con fronteras, en la cual se produce una dinámica de entrada y salida recurrentes, donde coexiste una asimetría en los niveles de desarrollo económico y social. El patrón más estudiado en la región es el de la frontera México-Estados Unidos, que puede servir también de modelo para estudiar el patrón migratorio de haitianos a República Dominicana.

2.1. Abordajes empíricos locales: modelo migratorio haitiano

La migración haitiana hacia República Dominicana se inscribe dentro de la caracterización general de migración laboral entre países limítrofes que comparten fronteras terrestres. Para (Evertsz F y Lozano W., 2008) y (Silie R., 2003), los diferentes movimientos migratorios en República Dominicana sufrieron transformaciones significativas a finales de los años 80, generado por diferentes factores económicos y sociales, especialmente el cambio del modelo de desarrollo, que pasó de una economía agroexportadora de azúcar, café y cacao, a una de servicio. Este quiebre condujo la emergencia de un novedoso sistema migratorio, que a su vez se reflejó en la diversificación de la tipología de migrantes haitianos en el país.

La investigación pionera de Rubén Silie, *La Nueva Migración Haitiana*, “evidenció la tendencia hacia la urbanización de esta migración, pasando de un flujo dirigido principalmente hacia los bateyes y las zonas agrícolas, hacia un movimiento mayormente centralizado en los focos urbanos dominicanos (Silie R., 2003.). Dicha urbanización “se justifica por la diversificación de las oportunidades ofrecidas a raíz de la oferta y demanda de mano de obra con poca calificación en nuevos sectores económicos de servicio, tales como la construcción, comercio ambulante, el servicio doméstico y el turismo” (Silie R., 2003).

En las conclusiones de este estudio se apunta que “estos cambios imponen también diferencias en las formas de entradas y de contratación de los haitianos en estos nuevos nichos en República Dominicana. Se apunta, que, si bien antes la contratación se hacía de forma colectiva, los migrantes haitianos llegaban principalmente de las mismas regiones del país vecino,

la nueva Inmigración haitiana diversificó los lugares de origen de los migrantes, ampliándose tanto los sistemas de contratación como las oportunidades laborales” (Silie R., 2003).

Silie (2003), revela que el modelo adoptado no se suscribe a un esquema de migración estacional pero si un modelo migratorio con matices hacia la circularidad, se indica que “su período de trabajo no está sujeto a los meses de una zafra , sino en función de la demanda de la actividad económica donde ellos ingresan; así, la estadía de los trabajadores es en principio indefinida, pero como la demanda es creciente, ellos se aseguran varios meses de trabajo, viajando la mayoría a su país de origen y al regresar, por la misma vía, inician de nuevo la búsqueda de su incorporación al trabajo” (Silie R., 2003), manteniéndose de esta forma un modelo de migración circular, que depende del nivel de formalidad de los nichos de trabajo en donde son incorporados los inmigrantes.

En ese sentido, (Duarte I., 2011) y (Evertsz F y Lozano W., 2008) , aprecian que no se ha quebrado con la dinámica de movimiento circular. Ambos demuestran que gran parte de la migración haitiana mantienen lazos periódicos con sus comunidades de origen, y que a través de dichos lazos se conserva la dinámica circular, conectando no sólo las zonas azucareras dominicanas y campesinas haitianas, sino también a economías urbanas y regionales de Haití con circuitos laborales en las ciudades de Santo Domingo, Santiago y en la Línea Noroeste, principalmente. De esta forma, se precisa que la circularidad ha cambiado su orientación, dimensión e impactos, integrando espacios urbanos y regionales a nivel binacional, en dinámicas periódicas de movilidad del trabajo a escala insular.

3. Datos y metodología

3.1. Datos

Para el artículo se utilizó micro-datos de la primera Encuesta Nacional de Inmigrantes (ENI), en su última versión ENI-2017. La población objeto de la investigación abarcó aquellos inmigrantes haitianos de primera generación en el país, exceptuando a los de segunda, es decir a la población descendiente nacida en República Dominicana de madre y padre migrante.

En la investigación como módulo básico se utilizaron las preguntas que infieren sobre la dinámica de los flujos migratorios. Para captar la información relativa a los flujos de ingreso en el Cuestionario No. 2 de la ENI-2012 y 2017 se introdujo una serie de preguntas relativas al: a) número de veces que ha entrado el informante al país, b) el propósito, c) la edad al momento de la primera y de la última migración, d) el año de llegada, y e) el periodo de llegada. Estas son preguntas que conforman las llamadas Encuestas Étnicas para determinar los patrones migratorios (Permanencia, temporalidad y circularidad) y los cambios en las tendencias existentes (Canales, A., 2010; Bustamante J., 2008).

Como pregunta básica de las estimaciones del modelo de recuento se consideró la interrogante de *¿Cuántas veces ha viajado a RD, a vivir o trabajar?*, esta variable cuantifica los viajes que un migrante haitiano ha efectuado a RD, siendo un proxy para examinar los patrones de circularidad. También para la construcción de la tipología de migración laboral se consideró la pregunta que indaga sobre los motivos de la migración que considera entre sus categorías la oportunidad de empleo y de

negocios. Con esto la migración laboral haitiana es observada por su carácter espacial (destino) y su intensidad (frecuencia).

Las variables explicativas se agruparon por categorías, primero, según rasgos personales del migrante, donde se incluye: sexo, edad, relación de parentesco, manejo del español y nivel educativo, segundo por las características migratorias: vínculos con el país de origen, status migratorio y tiempo de residencia; tercero, según las características de su actividad económica: categoría ocupacional y estatus contractual de la ocupación desempeñada; y cuarto, por ubicación geográfica: su lugar de procedencia, tamaño de la ciudad del lugar de procedencia y lugar de residencia del inmigrante en RD. Entre las variables explicativas se usan categóricas con más de dos niveles, en este caso la regresión omite un nivel para evitar problemas de multicolinealidad perfecta (trampa de las variables Damm); los coeficientes de las variables restantes se interpretan con referencia a la variable omitida.

Tabla 1. Conjunto de variables explicativas
Descripción de los datos ENI-2017

Variables	Descripción
RASGOS PERSONALES	
Sexo	1=Hombre 2=Mujer
Edad	1=15 a 24 2=25 a 34 3=35 a 44 4=45 y mas
Relación de Parentesco	1=jefe/ jefa del hogar=1 2= Esposa esposo 3=Hijo 4=Otros
Manejo del español	1=Muy Bien 2=Bien 3=Regular 4=Poco o nada

Nivel educativo	1=Inicial o preescolar 2=Básico o primario 3=Medio o secundario 4=Universitario 5=Postgrado
Estado civil	1=Con pareja 2=Sin Pareja
Manejo del Español	1=Muy bien 2=Bien 3=Regular 4=Poco o nada
CONDICIÓN MIGRATORIA	
Estatus migratorio	1=Si tiene cedula 2=no tiene cedula
Tiempo de residencia	1=5 a 9 años 2=10 a 14 años 3=15 años y mas
Tiene vínculos en Haití	1=Sin vínculos 2=Familiar 3=Amistad 4=Paisanaje
ACTIVIDAD ECONÓMICA	
Categoría ocupacional	1=Directores / gerentes 2=Profesionales 3=Técnicos 4=Personal Administrativo 5=Trabajadores servicios domésticos 6=Agricultores y trabajadores calificados 7=Oficiales, operarios y artesanos 8=Operadores de instalaciones y maquinarias 9=Ocupaciones elementales
Estatus contractual	1=Fijo 2=Ocasional o temporal 3=Por ajuste 4=Otro tipo
Localización geográfica	
Lugar de procedencia en Haití	1=Artibonito 2=Centre (Centro) 3=Grande-Anse 4=Nippes 5=Nord (Norte) 6=Nord-Est (Noreste) 7=Nord-Ouest (Norroeste) 8=Ouest (Oeste) 9=Sud_est (Sureste) 10=Sud (Sur)
Tamaño de la ciudad de lugar de procedencia	En una ciudad grande =1 En una ciudad mediana =2

	En una ciudad pequeña =3
Lugar de residencia en RD	1=Cibao Norte 2= Cibao Sur. 3= Cibao Nordeste. 4= Cibao Noroeste. 5= Valdesia. 6= Enriquillo. 7= El Valle. 8= Yuma. 9= Higuamo. 10= Metropolitana

Fuente: Elaboración propia, a partir de la Encuesta Nacional de Inmigrantes, ENI- 2017

3.2. Metodología

La determinación del peso de los factores que explican el perfil de los inmigrantes que optan por establecer un patrón migratorio circular, se ha efectuado a través de estrategias para el moldeamiento de datos de recuento, o el moldeamiento de datos para el estudio de eventos múltiples. En el estudio, el evento examinado es el viaje, que se puede dar en más de una ocasión en una misma unidad de observación o individuo. Se asume que la multiplicidad del evento depende de las características de la unidad de observación, así, por ejemplo, la migración laboral a RD puede observarse como un evento múltiple, cuya recurrencia depende de las características del inmigrante.

Se debe acortar que a diferencia de la migración definitiva que permite establecer la distinción entre dos etapas de la vida de un individuo: antes de migrar y después de haber migrado, la migración circular es un evento repetitivo, con cierta continuidad temporal, lo que dificulta la separación entre las dos etapas de la vida del migrante. (Bovenkerk, F., 1974). Según (Long S., 2010) la migración circular en sí misma, es una etapa o fase en el ciclo de vida del migrante, no obstante, no todos los individuos están igualmente insertos en un flujo recurrente, aunque muchos de ellos sí participan de un flujo circular, es

decir hay quienes establecen una frecuencia muy baja (un evento) contra otros que establecen frecuencias elevadas (más de un evento), es así como la investigación permite determinar quiénes o que perfil sociodemográfico tienen mayor probabilidad o recurrencia de tener un ciclo circular recurrente.

Para este cometido se ha optado por la metodología de los Modelos Binomiales Negativos (MBN), que forman parte de la familia de modelos de recuento. Se empleo esta tipología, dadas las limitaciones metodológicas que presentan los Modelos de Regresión Poisson (MRP) y los Modelos regresión Cuasi-Poisson (MRCP).¹ Empleando los MBN se estimó una regresión, que abarco rasgos personas del inmigrante, proceso migratorio, la condición geográfica y actividad económica.

3.2.1. Modelo

Para modelos del estudio de eventos múltiples, el modelo de regresión Poisson (MRP) es el algoritmo de referencia en el ámbito del estudio de variables de recuento. Resulta ser un modelo que, debido a su distribución de probabilidad, resulta específicamente adecuado para modelar la ocurrencia no agregada de eventos, esto es valores enteros no negativos (Long, 2010). Sin embargo, el modelo de regresión poisson es aplicable en situaciones en las que se cumplen ciertos supuestos, como el hecho de la no existencia de sobre dispersión, esto es datos que muestran mayor nivel de variación que el esperado si la variable sugiere una distribución Poisson. La restricción de

1 Los MRP generan sobre dispersión, esto es, datos que muestran mayor nivel de variación que el esperado, si la variable sugiere una distribución Poisson, es decir, se presentan problemas de heterogeneidad y variabilidad.

Los MRCP no hay ninguna familia exponencial correspondiente a esta especificación y el resultado de los modelos lineales generalizados no implica una probabilidad, no puede ser estimado por Máxima Verosimilitud (MV)

este tipo de modelos ha permitido el desarrollo de modelos específicos, en ocasiones denominados extensiones, como es el caso del Modelo Binomial Negativo (MBN).

Concretamente el modelo de MBN toma una distribución poisson, como se demostrará. Con esto se puede obtener la probabilidad de un número determinado γ_i de ocurrencias de eventos en un espacio específico, en este caso, se observará la cantidad de viajes de inmigrantes que ha viajado de Haití a RD para trabajar. Su función de probabilidad viene dada por:

$$Pr(X = x) = \frac{\exp(-\mu)\mu^x}{x!}, x = 0, 1 \dots \infty$$

Donde μ representa el promedio de ocurrencia de los eventos o tasa de ocurrencia.

Dentro de las propiedades de la distribución poisson se asume que los eventos ocurren en base a una probabilidad constante y son independientes, que la ocurrencia de los eventos no tiene límites, no se observa la ocurrencia de los eventos, sino el número de eventos y que el valor esperado y la varianza son iguales, esto es $E(X) = Var(x) = \mu$.

Aunque la tasa de ocurrencia es constante, no implica que distintos sujetos de una población tengan μ heterogéneos. Por medio de modelos de regresión poisson se busca capturar esta heterogeneidad observada y modelar de acuerdo con variables independientes.

En un MRP el número de eventos γ_i tiene un promedio condicional que depende de las características de los individuos.

$$\mu_i = E(\gamma_i/x_{ik}) = \text{Exp} \left(\beta_0 + \sum_{k=1}^k \beta_k x_{ik} \right)$$

Donde x_{ik} corresponde atributos cuantitativos o cualitativos de los individuos.

Entonces, la probabilidad de que ocurra γ_i para el individuo i es:

$$Pr = (\gamma_i/x_{ik}) = \frac{\exp(-\mu_i) \mu_i^{\gamma_i}}{\gamma_i!}$$

En términos de los modelos lineales generalizados se emplea una función de enlace logarítmica:

$$g(\mu_i) = n_i = \log(\mu_i) = n_i = \left(\beta_0 + \sum_{k=1}^k \beta_k x_{ik} \right)$$

$$\text{Por ende: } \mu_i = g^{-1}n_i = g^{-1} = \left(\beta_0 + \sum_{k=1}^k \beta_k x_{ik} \right) = \exp \left(\beta_0 + \sum_{k=1}^k \beta_k x_{ik} \right)$$

Debido a la restricción de la sobre dispersión que generara errores estándares sesgados hacia abajo, los MNB agrega un nuevo parámetro que permite que la varianza (condicional) exceda la media condicional. Esto se observa por medio de la definición del valor esperado del MBN igual a: $\mu_i = \exp \left(\beta_0 + \sum_{k=1}^k \beta_k x_{ik} \right) = \mu_i \exp \epsilon_i$

Donde ϵ es un error aleatorio que se asume no estar correlacionado con las x_{ik} .

Se suele considerar en este modelo a ϵ , encarnando el conjunto de efectos de variables no observables que se omiten del modelo. En el MBN a diferencia del MRP la variación μ_i o la herogeneidad observada y no observada es capturada. Para identificar ϵ se identifica dos supuestos: $E(\exp(\epsilon_i)) = E(\delta) = 1$; se asume que δ se distribuye según una distribución gamma. Con parámetro v_i (que determina la forma de la distribución).

El punto clave es que el supuesto que $E(\delta) = 1$ implica que el MRP y el MBN tienen igual valor esperado: $E(\mu_i \exp(\epsilon_i)) = E(\mu_i \delta_i) = \mu_i E(\delta_i)$

Para los MBN la distribución de probabilidad de las observaciones dado x_k y δ sigue siendo poisson, puesto que:

$$Pr(y_i/x_k) = \frac{\exp(-\mu_i) \mu_i^{y_i}}{y_i!} = \exp \frac{(-\mu_i \delta_i)(\mu_i \delta_i) y_i}{y_i!}$$

Dado que δ no es conocida no podemos calcular $Pr(y_i/x_k, \delta)$. Entonces lo que se hace en este tipo de modelos es calcular $Pr(y_i/x_k)$ sin δ . Para esto se promedia $Pr(y_i/x_k)$ para cada posible valor de δ , es decir:

$$\int_0^\infty \left[Pr(y_i/x_k, \delta_i) \right] g(\delta_i) d\delta_i = \frac{\Gamma(y_i + v_i)}{\Gamma(v_i) \Gamma(y_i)} \left(\frac{v_i}{v_i + \mu_i} \right)^{v_i} \left(\frac{\mu_i}{v_i + \mu_i} \right)^{y_i}$$

Donde $g(\cdot)$ es la distribución gamma, y $\Gamma(\cdot)$ es la función gamma ($\Gamma(n) = (n-1)!$). en otras palabras, la distribución Binominal negativo es la mixtura de dos distribuciones, poisson con una gamma. Con esto el valor esperado de la distribución binomial es lo mismo que la distribución poisson

anteriormente definida. Sin embargo, no la varianza, esto asociado a los problemas de sobre dispersión, de esta forma en el MBN la varianza condicional es: $v(y_i/x_k) = \mu_i \left(1 + \frac{\mu_i}{v_i}\right)$.

Para identificar el modelo se asume que v_i es igual para todos los individuos: $v_i = \alpha^{-1}$, esto equivale a suponer que la varianza de δ es constante (así como σ^2 en regresión lineal). De esta forma la varianza condicional se define como: $V(y_i/x_k) = \mu_i (1 + \mu_i \alpha) = \mu_i + \alpha \mu_i^2$. Donde α es el parámetro de dispersión. La varianza es una función cuadrática ponderada de la media que aumenta en la medida que crece α . Sustantivamente, el MBN permite una mayor variación, la cual depende de α , pues cuando crece, también lo hace la varianza, de esta forma la varianza deja de ser igual a la media.

El MBN se puede estimar vía máxima verisimilitud para esto se define la siguiente distribución de verisimilitud:

$$\begin{aligned} L(\beta/y_i, x_k) &= \Pr(y_i/x_k) = \frac{(y_i + \alpha^{-1})}{y_i! (\alpha^{-1})} \\ &= \left(\frac{\mu_i}{\alpha^{-1} + \mu_i}\right)^{y_i} \left(\frac{\mu_i}{\alpha^{-1} + \mu_i}\right) \end{aligned}$$

$$\text{Donde: } \mu_i = \exp = (\beta_0 + \sum_{k=1}^k \beta_k x_{ik})$$

La relación refleja el producto de las probabilidades conjuntas de las observaciones, que se expresa como una función de enlace logarítmica cuya función invertida es una exponencial.

Hay múltiples formas para interpretar los coeficientes de MRP y sus derivaciones lo más común son los efectos marginales $\mu_i = Y/X$ que corresponde a:

$$\frac{\partial E \left(\gamma_i / X_{ik} \right)}{\alpha X_{ik}} = \exp \left(\sum_{k=0}^k \beta_k x_{ik} \right) \beta_k = \mu_i \beta_k$$

La magnitud del efecto marginal depende tanto de β_k como de los valores de X_{ik}

También se consideraron los cambios porcentuales los cambios porcentuales en $E = \gamma_i / X_{ik}$. Se contrastan los valores esperados entre dos posibles valores de una de las variables independientes, por ejemplo, X_{i1} y $X_{i1} + \alpha$.

Es decir:

$$E \left(\gamma_i / X_{i1} \right) = \exp \left(\beta_0 + \beta_1 (X_{i1} + \delta) + \sum_{k=2}^k \beta_k X_{ik} \right)$$

$$= \exp(\beta_0) \exp(\beta_1 X_{i1}) \exp(\beta_1 \alpha) \dots \exp(\beta_k X_{ik})$$

Entonces se interpreta a partir de la exponencial del coeficiente o las odds ratio del modelo:

$$\frac{E \left(\gamma_i / X_{i1} \right)}{E \left(\gamma_i / X_{i1}, X_{ik} \right)}$$

$$= \frac{\exp(\beta_0) \exp(\beta_1 X_{i1}) \exp(\beta_1 \alpha) \exp(\beta_k X_{ik})}{\exp(\beta_0) \exp(\beta_1 X_{i1}) \exp(\beta_k X_{i1}) \exp(\beta_1 \delta)}$$

4. Resultados

4.1. Análisis descriptivos

4.1.1. Dinámica migratoria

La migración tiene una compleja dinámica que debe analizarse no solo a partir del volumen, sino mediante su dinámica geoespacial. Para la ENI en sus dos versiones este tipo de análisis tiene limitaciones, ya que lamentablemente las encuestas de inmigración solo cuentan con información proporcionada por los migrantes (quienes entran al país), la información valiosa que podrían dar los que salen no existe. A pesar de lo anterior, de ahí la importancia del análisis de los flujos de migrantes, a partir de la dinámica misma de la migración haitiana en República Dominicana.

Un buen punto de partida para analizar la dinámica y movimiento de los flujos es comenzar por apreciar la frecuencia de entradas de inmigrantes haitianos en RD (Ver tabla no.3). Los datos de la ENI-2017 indican que los inmigrantes haitianos que realizaron una sola entrada al país, ya sea por razones laborales o con la intención de radicarse en el país, alcanzan un 84.5%. Por otro lado, solo un 15.7% había efectuado más de una inmigración al país. Con la composición de género se puede ver que el grupo de hombres que ha inmigrado solo una vez al país lo representa un 82.1% y un 17.2% los que han viajado más de una vez, las mujeres tienden a permanecer en la zona de recepción, el 86.8% lo realiza solo una vez y tan solo el 13.2% más de dos veces. (Datos en tabla no.2)

Como pregunta de control en la ENI se indaga por el número de veces que ha ingresado el inmigrante al país. En el grupo inmigrante de origen haitiano con más de una entrada,

se muestra que el 45.0% ha ingresado dos veces, mientras un significativo 39.8% ha ingresado entre tres y seis veces. Esto último es revelador de la fuerte presencia de un movimiento migratorio circular, esencialmente entre los inmigrantes que han ingresado al país dos o más veces. Cuando se discrimina el resultado según género, se muestra que los hombres que han entrado 2 veces figuran con 45%, mientras que los que han ingresado al país más de 3 veces lo representan el 56.8% restante, con las mujeres el patrón circular o la recurrencia migratoria es menos pronunciado, el 52.6% ha ingresado 2 veces y el 45.5% ha entrado al país más de tres veces.

Tabla 2. Frecuencia migratoria, periodo de llegada en la única y última migración de la población nacida en Haití

Veces que ha migrado a la República Dominicana y edad a la primera y única o última migración	Haiti					
	Total		Hombre		Mujer	
	Abso-luto	%	Abso-luto	%	Abso-luto	%
Total	469,268	100	295,478	100	173,790	100
Veces que ha migrado						
Una sola vez	395,131	84.2	244,331	82.7	150,800	86.8
Más de una vez	73,509	15.7	50,826	17.2	22,683	13.1
Sin información	628	0.1	321	0.1	307	0.2
Número de veces recodificado						
1 vez	1,219	1.6	844	1.6	376	1.6
2 veces	33,338	45.28	21,181	41.4	12,157	52.52
3 a 4 veces	21,400	9.1	15,928	31.1	5,472	23.23
5 a 6 veces	8,060	10.9	6,209	12.1	1,851	8.1
7 y más	7,299	10.8	5,388	10.1	1,911	8.3
No sabe/sin información	2,821	3.8	1,599	3.1	1,222	5.3

Edad primera migración (Primera)						
		17.		16.		18.
Menos de 14 años	12,966	5	8,658	9	4,307	7
		30.		33.		24.
15 a 19 años	22,674	6	17,115	5	5,559	2
		29.		29.		28.
20 a 24 años	21,764	4	15,228	8	6,536	4
		12.		11.		14.
25 a 29 años	9,263	5	5,940	6	3,323	5
30 a 34 años	3,328	4.5	1,892	3.7	1,436	6.2
35 a 39 años	1,793	2.4	987	1.9	806	3.5
40 años y más	1,667	2.2	914	1.8	753	3.3
No sabe/sin información	683	0.9	413	0.8	269	1.2
Edad primera migración (Última)						
		13.		12.		14.
Menos de 14 años	62,457	3	36,963	5	25,494	7
	111,38	23.		26.		19.
15 a 19 años	2	7	77,534	2	33,848	5
	126,43			26.		27.
20 a 24 años	3	27	78,494	6	47,939	6
		16.		16.		17.
25 a 29 años	78,513	7	47,507	1	31,006	9
30 a 34 años	40,072	8.5	24,210	8.2	15,862	9.1
35 a 39 años	20,617	4.4	13,433	4.5	7,183	4.1
40 años y más	28,625	6.1	16,479	5.6	12,146	7.0
No sabe/sin información	1,017	0.2	823	0.3	194	0.1

Elaboración Propia a partir de los datos de la Encuesta Nacional de Inmigrantes, 2017

Al analizar la edad de los migrantes al momento de la primera inmigración en Tabla no.3, podemos apreciar que históricamente se trata de una población joven, pues un 77.5% emigró a la República Dominicana entre los 14 y 24 años, mientras el grupo que inmigró por primera vez a la edad de 25 a 34 años apenas alcanzó el 17% y el que lo hizo entre 35 y más años concentró un 3.1%. Esta tendencia a una migración inicial de población joven presenta diferencias según género: el 80.2% de los hombres emigró a la República Dominicana por primera vez entre los 14 y los 24 años, cifra que fue menor entre las mujeres (71.3%). La tendencia de que las mujeres migraron

en rangos de edad superiores se muestra en los demás intervalos, entre 25 a 34 años el 20.7% de las mujeres realizó su primera migración al país y un 15.3% fue hombre, para los hombres la primera migración entre los 35 años y más fue de un 4.5% y en las mujeres un 8.0%. Este patrón se colige en la última migración, el 37% migro a RD entre los 20 y 29 años, en términos de edad las mujeres tienden a retrasar su proceso migratorio.

En la tabla no.3 se muestra la periodización del flujo migratorio de la primera migración, se indica que antes del año 2000 había ingresado al país el 22.7% de los migrantes de esa categoría. Los que entraron antes del 2000 y que representa la mayor antigüedad migratoria en la primera entrada, está representada por la población femenina (35.3%), lo que es menos pronunciado para la población masculina (21.5%). Entre el 2000-2009 se concentraba el mayor volumen de la migración en la primera entrada (44.2%). Los años 2010-2012 constituyen un periodo intermedio con el 14.4%, mientras el periodo más reciente (2013-2017) se concentra un aumento importante de la inmigración haitiana 17.4%.

Con el patrón de la llegada única se aprecia un movimiento que incrementa el volumen de la migración según se haga más reciente. De esta forma, los que únicamente entraron antes del 2000 reúnen un 15.9%, seguidos de los que entraron entre el 2000- 2005 que concentran el 16.2%, sigue un momento estable con alrededor del 13.0% entre el 2010-2012, mientras los más recientes (2013-2017) reúnen un 41.0%. Vale decir, los de única entrada tienden a concentrarse en el período reciente, mientras en los otros periodos hay un flujo regular. Se debe indicar que los inmigrantes de única entrada en el periodo reciente son predominantes migración femenina haitiana (52.6%), siendo menos importante la masculina (39.6%).

El grupo que reúne a los inmigrantes de llegada última acentúa el patrón establecido entre los que llegaron en una única inmigración: se concentran significativamente en el período reciente (68.7%), en este patrón los hombres con ultima llegada representan el 69.5% y las mujeres el 59.6%.

Tabla 3. Periodo de llegada en la única y última migración de la población nacida en Haití

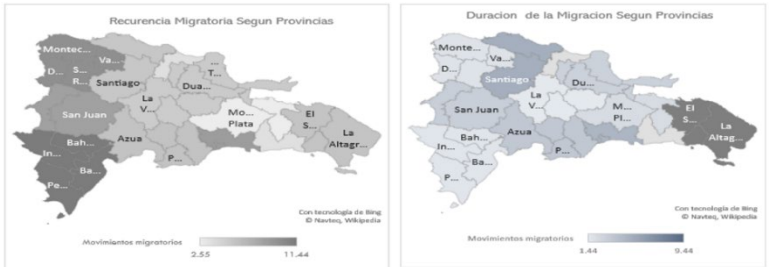
Llegada a la República Do- minicana	Total					
	Total		Hombre		Mujer	
	Absoluto	%	Absoluto	%	Absoluto	%
Periodo de llegada primera migración						
2013-2017	14,047	17.4	12,662	17.1	1,385	20.5
2010-2012	11,663	14.4	11,184	15.1	479	7.1
2006-2009	17,024	21	16,172	21.8	853	12.6
2000-2005	18,744	23.2	17,145	23.1	1,599	23.6
Antes del 2000	18,327	22.7	15,939	21.5	2,388	35.3
No sabe/sin información	1,103	1.4	1,035	1.4	68	1
Periodo de llegada única y última migración						
2013-2017	235,077	45.1	207,163	44.1	27,914	53.3
2010-2012	66,872	12.8	60,688	12.9	6,183	11.8
2006-2009	65,001	12.5	60,733	12.9	4,268	8.1
2000-2005	76,314	14.6	69,213	14.7	7,102	13.6
Antes del 2000	72,702	13.9	66,377	14.1	6,325	12.1
No sabe/sin información	5,700	1.1	5,094	1.1	606	1.2
Llegada única migración						
2013-2017	180,579	41	156,581	39.6	23,998	52.6
2010-2012	57,089	13	51,795	13.1	5,294	11.6
2006-2009	60,383	13.7	56,501	14.3	3,882	8.5
2000-2005	71,441	16.2	64,974	16.4	6,467	14.2
Antes del 2000	70,153	15.9	64,200	16.2	5,953	13
No sabe/sin información	1,111	0.3	1,079	0.3	32	0.1
Llegada última migración						
2013-2017	9,989	12.3	9,099	12.3	889	13.1
2010-2012	5,398	6.7	4,874	6.6	524	7.7
2006-2009	5,068	6.3	4,363	5.9	705	10.4
2000-2005	4,060	5	3,508	4.7	552	8.2
Antes del 2000	836	1	767	1	69	1

Elaboración Propia a partir de los datos de la Encuesta Nacional de Inmigrantes, 2017

La migración haitiana tiene características propias en su componente espaciotemporal, intensidad y duración del evento migratorio, lo que puede estar condicionado por la zona geográfica de destino y de procedencia del migrante. En el mapa No 1, se muestra que en la franja fronteriza y provincias aledañas existe un marcado patrón hacia la circularidad migratoria. En los estratos geográficos o los dominios de estimación de la ENI-2017 donde coexiste una marcada recurrencia migratoria, se identifican las Provincias fronterizas y contiguas que comprende las provincias de Bahoruco, Barahona, Dajabón, Elías Piña, Independencia, Monte Cristi, Pedernales y San Juan, también, los dominios lo constituyen las Provincias de alta concentración poblacional (Distrito Nacional, Santiago y Santo Domingo Este), que tienen un alto componente urbano, característico de los nuevos espacios de asentamiento y afluencia de los migrantes haitianos.

La duración de la migración presenta diferencias geoespaciales importantes, que se presenta en el mapa no.2. Los migrantes que salen de República Dominicana proclives a tener una duración más larga y extensa en Haití provienen del dominio conformado por las provincias que cultivan cañas (El Seibo, La Altagracia, La Romana, Puerto Plata, San Pedro de Macorís), la duración mínima fue de un día y la máxima de 10 meses. Se debe acotar, que estas provincias son las que presentan menor proceso de circularidad migratoria, es decir los migrantes que se ubican en esta zona tienden a permanecer en RD por mayor tiempo y son los que una vez han migrado a Haití, lo hacen en un horizonte temporal más largo.

Ilustración 1. Distribución de la población de origen haitiano según frecuencia migratoria y duración de la migración



Elaboración Propia a partir de los datos de la Encuesta Nacional de Inmigrantes, 2017

Según el departamento de procedencia del inmigrante en Haití, se presenta diferencias en los procesos de circularidad migratoria. Los provenientes de los departamentos con mayor recurrencia migratoria son los de Norte haitiano, Artibonito, Noroeste y el Sureste. La composición de la población migratoria por zona de procedencia en Haití y destino en RD se observa en el anexo no.2 y no.3

Tabla 4. Frecuencia migratoria, según zona de origen en Haití (Departamento)

Departamento	Media Desplazamientos
Nord (Norte)	10.00
Artibonito	9.43
Nord-Est (Noreste)	9.23
Ouest (Oeste)	7.78
Centre (Centro)	6.90
Nord (Norte)	6.67
Grande-Anse	6.28
Sud-Est (Sureste)	9.13
Nord-Ouest (Noroeste)	9.00
Nippes	3.93
Sud(Sur)	3.24
Ouest (Oeste)	2.39
Centre (Centro)	2.12
Artibonito	2.00

Elaboración Propia a partir de los datos de la Encuesta Nacional de Inmigrantes, 2017

4.1.2. Mercado trabajo de migrantes

Una de las características del flujo circular haitiano es el carácter económico de la inmigración. El 79.0% tiene razones directamente económicas para migrar: búsqueda de empleo (42.5%) o búsqueda de mejores condiciones de vida (33.3%); menor importancia relativa tiene la unificación familiar (9%) y la educación (4.0%). La importancia de los motivos laborales se muestra en menor medida en los migrantes de otras nacionalidades donde el 42% emigra por motivos económicos (ver anexo no.4).

Tabla 5. Población de 10 años y más de origen extranjero por país de nacimiento, según sexo e indicadores básicos de la fuerza de laboral. ENI-2017

Indicadores básicos de la fuerza de laboral	Nacidos en Haití	Nacidos en otros países	Total de nacidos en el extranjero
Población total [PT]	497,825	73,107	570,933
Población en edad de trabajar	474,549	61,530	536,080
Población ocupada	334,092	29,728	363,820
Población desocupada que buscó trabajo	30,424	2,913	33,337
Población económicamente activa	364,516	32,641	397,156
Población económicamente inactiva	104,507	19,713	124,219
Tasa global de participación	76.8	53.0	74.1
Tasa de ocupación	70.4	48.3	67.9
Tasa de desempleo abierto	6.4	4.7	6.2
Tasa de inactividad	22	32	23.2

Elaboración Propia a partir de los datos de la Encuesta Nacional de Inmigrantes, 2017

Es por esta razón, que la población haitiana está muy vinculada a la actividad económica, lo que es apreciado en la elevada proporción de la PEA (76.8%) y la baja inactividad (22.0%). Para la población nacida en otros países la PEA alcanza una proporción mucho menor de un 53.0% y la inactividad se eleva a un 32.0%. En lo que respecta a la

incorporación a la PEA, la inserción efectiva o potencial en actividades económicas menos cualificadas es preponderante en la población haitiana, lo que acrecienta sus vínculos y dependencia con el mercado laboral (se amplía en la tabla no.8). En efecto, los nacidos en Haití presentan una moderada tasa de desempleo abierto, (6.4%), no obstante, la más baja es la observada en los inmigrantes de otros países (4.7%).

Al observar la estructura ocupacional, los inmigrantes nacidos en Haití concentran su principal cuota de trabajadores en el sector agropecuario (33.8%), y en el sector construcción (26.3%). Aun así, un importante 16.3% labora en actividades comerciales. Los inmigrantes procedentes de otros países se orientan claramente a los servicios: el 16.4% operan en actividades comerciales y el 28.4% en hoteles y restaurantes. Esto implica que el 44.8% se concentra en actividades terciarias. Aun así, los inmigrantes de otros países operan con cierta importancia numérica en actividades manufactureras (6.0%), labores científicas y técnicas (6.6%), a lo que debe unirse la enseñanza (4.4%). Conforme a las categorías ocupacionales la mayor proporción de los empleos de inmigrantes haitianos se concentran en las empresas privadas (56.2%) y en la condición de empleos para profesionales que trabajan por cuenta propia (32.7%). Con los inmigrantes de otras nacionalidades más del cincuenta por ciento de los empleos se ubican en el sector privado (65.0%), un 12.7% son no profesionales que trabajan por cuenta propia, mientras que un 10.3% son empleadores (Ver anexo no. 4).

Tabla 6. Población ocupada de 10 años y más de origen extranjero por país de nacimiento, según rama de actividad económica y sexo. ENI-2017

	Nacidos en Haití		Nacidos en otros países		Total de nacidos en el extranjero	
Total	334,092	100	29,728	100	363,820	100
Agricultura, ganadería, silvicultura y pesca	112,812	33.8	5191.7		113,332	31.2
Explotación de minas y canteras	766	0.2	0	0	766	0.2
	16,72		1,79		18,51	
Industrias manufactureras	2	5	2	6	4	5.1
Suministro de electricidad, gas, vapor y aire acondicionado	232	0.1	0	0	232	0.1
Suministro de agua, evacuación de aguas residuales, gestión de desechos y descontaminación	1276	0.4	0	0	1,276	0.4
	87,92	26.	1,26		89,18	24.
Construcción	4	3	2	4.2	7	5
Comercio al por mayor y al por menor, reparación de vehículos automotores y motocicletas	54,369	16.3	4,881	16.4	59,250	16.3
Transporte y almacenamiento	4290	1.3	670	2.3	4,961	1.4
Actividades de alojamiento y de servicio de comidas	18,295	5.5	8,456	28.4	26,751	7.4
Información y comunicaciones	202	0.1	643	2.2	845	0.2
Actividades financieras y de seguros	148	0	706	2.4	854	0.2
Actividades inmobiliarias	1,152	0.3	889	3	2,041	0.6
Actividades profesionales, científicas y técnicas	349	0.1	1,953			
Actividades de servicios administrativos y de apoyo	6,962	2.1	3	6.6	2,302	0.6
			1,24			
Administración pública y defensa, planes de seguridad social de afiliación obligatoria	541	0.2	4	4.2	8,206	2.3
			922	3.1		
Enseñanza	1,615	0.5	1,309	3.4	1,463	0.4
Actividades de atención de la salud humana y de asistencia social	932	0.3	9	4.4	2,924	0.8
			1,01			
Actividades artísticas, de entretenimiento y recreativas	1,463	0.4	1	3.4	1,943	0.5
			1,14			
Otras actividades de servicios	1,463	0.4	0	3.8	2,603	0.7
			1,45			
Actividades de los hogares como empleadores;	3,445	1	0	4.9	4,894	1.3
	18,810	5.6	253	0.8	19,063	5.2

actividades no diferenciadas de los hogares como						
productores de bienes y servicios						
Actividades de organizaciones y órganos extraterritoriales	102	0	124	0.4	226	0.1
No sabe/sin información	1,686	0.5	503	1.7	594	0.6

Elaboración Propia a partir de los datos de la Encuesta Nacional de Inmigrantes, 2017

Con la ENI 2017 se observa que el 40% de las ocupaciones de los migrantes haitianos están insertos en ocupaciones elementales, es por esta razón que es importante detallar la composición de este grupo, se desglosa las ocupaciones elementales en 11 grupos, como se indica en la tabla no.8. En primer lugar, estas ocupaciones alcanzan la cifra de 172 mil 251 trabajadores. De estas ocupaciones, más del cincuenta por ciento (52.8%) son actividades realizadas por peones agropecuarios, seguida por actividades de peones en el sector de construcción (15.4%). A ello se agregan las actividades de vendedores ambulantes (5.7%) y el trabajo de peones en actividades de transporte y almacenamiento (3.7%).

Tabla 7. distribución de la población haitiana empleada en subgrupos de las ocupaciones elementales. ENI-2017

Subgrupos de ocupaciones elementales	Total	
	Absoluto	Porcentual
Limpiadores y asistentes	22,895	13.3
Limpiadores de vehículos	2,272	1.3
Peones agropecuarios	90,982	52.8
Peones de la minería y construcciones	26,526	15.4
Peones de la industria manufacturera	3,948	2.3
Peones del transporte y almacenamiento	6,337	3.7
Ayudantes de la preparación de alimentos	4,895	2.8
Trabajadores ambulantes y servicios	1,058	0.6
Vendedores ambulantes	9,774	5.7
Recolectores de desechos	1,635	0.9
Otras actividades no identificadas	1,930	1.1
Total	172,251	100

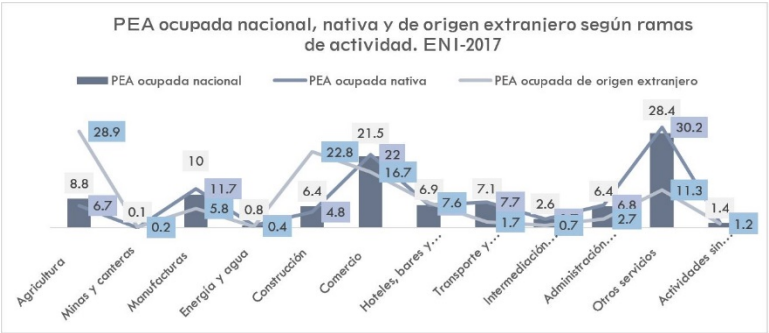
Elaboración Propia a partir de los datos de la Encuesta Nacional de Inmigrantes, 2017

En el gráfico no.1 se muestra la composición de la población de origen extranjero en el volumen y estructura de la PEA

ocupada en la actividad económica en su conjunto,² primero se presenta que tres ramas aumentan su composición porcentual a nivel de la PEA nacional y la ocupada nativa: manufacturas (que pasa de 10% a 11.7%), comercio (que pasa del 21.5% al 22.0%) y “otros servicios” (que pasa del 28.4% al 30.2%), segundo decrecen para esta población en las ocupaciones de los sectores agropecuario (8.8% al 6.7%) y la construcción (6.4% al 4.8%). En el grafico se aprecia cómo en los sectores donde desciende la ocupación nativa en su conjunto, es donde mayor concentración nacional de mano de obra de origen extranjero se agrupa, agropecuaria (28.9), construcciones (22.8), comercio (16.7) y otros servicios (11.3).

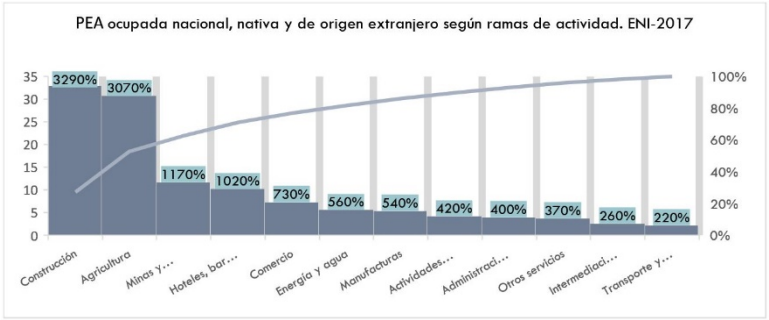
En el gráfico No.2 se presenta la importancia de la mano de obra de origen extranjero, se muestra que las ramas que más concentran la mano de obra de origen extranjero (agropecuaria, construcción, comercio y “otros servicios”) no son las que mecánicamente representan la mayor concentración de fuerza de trabajo nacional en su conjunto. En este caso lo que se aprecia en el grafico No.2 constata lo anterior, las ramas de actividad económica de mayor promedio de fuerza de trabajo de origen extranjero son: agropecuaria que concentra el 30.7% de toda la mano de obra del sector; construcción que concentra el 32.9% de la fuerza de trabajo del sector; hoteles bares y restaurantes (10.2%); y la importancia del sector comercio para la fuerza laboral de origen extranjero desaparece a la hora de evaluar su impacto con relación al volumen total de mano de obra y pasa solo a concentrar el 7.3% de toda la ocupación en dicho sector.

2 Conforme a metodología ENI 2017, (Columna 1) Tomada de la ENFT del Banco Central 2016; (Columna 2) PEA ocupada nacional-PEA ocupada de origen extranjero; (Columna3) Datos de la ENI-2017; (Columna4) PEA ocupada de origen extranjero/PEA ocupada nacional.



Elaboración Propia a partir de los datos de la Encuesta Nacional de Inmigrantes, 2017

Encuesta Nacional de Trabajo del Banco Central,2016



4.2. Determinantes de la migración circular haitiana

En este apartado se presentan y discuten los resultados del análisis inferencial (Ver tabla no.8 pág. 28). Las interpretaciones de las estimaciones de los MBN derivan en dos aproximaciones o en una doble lectura de los coeficientes; la primera indaga la caracterización del perfil de los inmigrantes que optan por un flujo circular recurrente y la segunda de forma no intencional conecta sobre el perfil de quienes son menos propensos a la circularidad o proclives establecerse de forma permanente en República Dominicana. La interpretación de

los modelos no se efectuó de forma directa, se trabajó con transformaciones exponenciales o las denominadas transformaciones de *odds ratio*.³

La exponencial del valor Alpha que refleja en los MBN el nivel de ajuste del modelo, obtuvo un resultado de 0.781 un valor cercano a 1, lo que es indicativo de un buen ajuste en las estimaciones, las otras medidas de ajuste del modelo R cuadrado de Cox y Snell y el R cuadrado de Nagelkerke indicaron un nivel de ajuste del orden de 0.465 y 0.326 respectivamente. Se aporta evidencia a favor de la significancia conjunta del modelo, con un p-valor de la prueba F igual a 0.000, con la prueba de wald los p-valor asociado al modelo estimado es menor a 0.000, por lo tanto, se rechaza la hipótesis nula que indica que los coeficientes son ceros, y se entiende por tanto que las estimaciones son útiles para determinar los factores que explican el patrón de migración circular de la migración haitiana que se moviliza por fines laborales a República Dominicana. Con la prueba ómnibus de los coeficientes estimados se rechaza la hipótesis nula de que los coeficientes de las variables añadidas en el último paso del cambio de verosimilitud (de -2LL) son cero, correspondiente a los pasos sucesivos en la construcción del modelo con Máxima Verosimilitud (ver anexo no.8)

Conforme a los resultados del modelo estimado, el sexo de los migrantes es una variable significativa para explicar la migración circular, visto como evento que es repetitivo y que tiene cierta continuidad temporal de aquellos migrantes que emprende viajes por motivos laborales. En términos puntuales las mujeres tienden a efectuar desplazamientos menos frecuentes en comparación a los hombres, de hecho, el número de viajes cometido por las mujeres es negativo, equivalente a chances de

3 Su interpretación se realiza en torno a la unidad: cuando es menor a 1, la variable independiente reduce la probabilidad de ocurrencia del fenómeno del envío de remesas; y viceversa cuando es mayor a 1, las probabilidades de cometer el evento aumentan

0.93 en referencia los hombres. La masculinidad del patrón circular que es característicos de los modelos estudiados puede ser explicado por las características de la segmentación del mercado laboral que absorbe esa mano de obra, los roles de género y las responsabilidades de los vínculos y lazos cercanos que se establecen desde la zona de origen (Canales A., 2013). Estudios establecen que esas diferencias en la construcción del tiempo en la migración entre hombres y mujeres, obedece a la propensión de las mujeres por establecer residencia permanente en la zona de recepción.

Al considerar la posición del migrante en la estructura familiar, vemos que ésta también opera como un factor de diferenciación en cuanto a la modalidad migratoria al que se adhiere el migrante haitiano. Las parejas del jefe de hogar tienden a establecer una mayor frecuencia migratoria, aunque no mayor que la categoría de referencia, estos se observan con la inversa de las *odds* que establece que la propensión de los jefes a la circularidad es de 1.74 veces.⁴ Se obtiene como resultado en la estimación que las parejas tienen 1.26 chances de éxito de tener mayor frecuencia migratoria. Por el contrario, para los hijos las probabilidades de establecer varios eventos son negativas en el orden de 0.63 chances de éxito de cometer el evento. Los que componen las “otras relaciones parentales” es una categoría no significativa y tienen probabilidades mínimas de 0.36. Es así como ambos grupos forman parte del componente menos móvil del flujo migratorio haitiano.

Referidos a la edad del migrante, se muestra también un patrón de diferenciación interesante. A medida que aumenta la edad del migrante haitiano, tiende a aumentar la frecuencia de eventos efectuados, lo que sugiere incrementos del valor acumulado de viajes. Entre los más jóvenes con edades comprendidas

⁴ Inversa: es uno o cien menos la *odds* calculada de la categoría de la variable examinada.

entre 25 a 34 años la recurrencia del evento migratorio es de solo 0.908, proporción que se eleva en chances de éxito entre los migrantes de 35 a 44 años (en 2.824 veces) y en los migrantes de 45 años y más (3.212), cada grupo es comparado con los de edades comprendidas entre 15 a 24 años.

El modelo muestra que la variable nivel de escolaridad solo para algunas categorías tiene un efecto significativo. Para los niveles Universitario y Posuniversitario la estimación es no significativas, no así para los niveles de educación básica y secundaria, y los que no saben. Los resultados indican que la propensión al viaje fue mayor para los inmigrantes con niveles de educación de básica (en 2.787), con referencia a los que han obtenido grado en el nivel inicial, incrementa de forma somera para los que han obtenido educación media y aquellos que “no saben”, en el orden de 1.015 y 1.007 chances de éxito de haber tenido más frecuencia de viajes, no obstante, decrece en los niveles de Educación Superior.

Asimismo, la variable estado civil resulto no significativa para explicar la recurrencia migratoria, es decir el tener o no pareja el migrante haitiano no determina la frecuencia de viajes establecido en su impronta, aunque la magnitud y su signo indica que aquellos sin pareja son menos proclives a la recurrencia migratoria.

Los inmigrantes haitianos con un “buen manejo del español” adquieren un patrón hacia la circularidad en una proporción de 2.824 chances, en relación con los que tienen mejor desempeño lingüístico del idioma castellano. No obstante, la propensión hacia la circularidad se reduce para los que poseen un manejo ineficiente (0.447) y regular (0.651).

Tabla 8. Modelo Binominal Negativo: Factores Migración circular, Exponenciales

Variables independientes	Coeficiente	Exponencial	ErrorEstándar
Condiciones del individuo			
Sexo. Ref. (Hombre)			
Mujer	*** 0.0711	***0.931	(0.071)
Parentesco. Ref. (jefes de hogar)			
Pareja	***0.2351	***1.265	(0.0125)
Hito	*** 0.4589	***0.632	(0.0445)
Otro Tipo	-0.997	***0.369	(0.0459)
Edad. Ref. (15 a 24 años)			
25 a 34	***-0.096	***0.908	(0.0805)
35 a 44	***1.038	***2.824	(0.0102)
45 y mas	***1.167	***3.212	(0.0112)
Nivel educativo. Ref (Inicial o preescolar)			
Básico o primario	***1.0248	***2.787	(0.0409)
Medio o secundario	***0.0152	***1.015	(0.0411)
Superior o universitario	-0.7949	0.452	(0.0445)
Postgrado	-1.6727	0.188	(0.0337)
No sabe	**0.0073	**1.007	(0.0578)
Estado civil. Ref. (Con pareja)			
Sin pareja.	-0.1328	0.876	(0.0658)
Manejo del español Ref. Muy bien			
Bien	***1.0381	***2.824	(0.0125)
Regular	*** 0.4287	***0.651	(0.0120)
Poco o nada	*** 0.8041	***0.447	(0.0132)
Condiciones Geográficas			
Zona. Ref Urbano			
Rural	**0.042	**0.959	(0.0197)
Estrato Geográfico Ref Provincia de alta concentración poblacional urbano			
Provincia de alta concentración poblacional	**0.287	**1.332	
Provincias fronterizas urbano	*1.487	*4.424	(0.0242)
Provincias fronterizas rural	***1.268	***3.553	(0.0151)
Provincias que cultivan caña de azúcar urbano	**0.613	**0.542	(0.0217)
Provincias que cultivan caña de azúcar rural	*0.860	*0.423	(0.0117)
Provincias que cultivan banano, arroz, víveres y pecuaria urbano	*0.512	*0.599	(0.0234)
Provincias que cultivan banano, arroz, víveres y pecuaria rural	**0.965	**0.381	(0.0236)
Provincias de menor concentración de extranjeros urbano	*3.621*	*2.332*	(0.0198)

Provincias de menor concentración de extranjeros rural	**1.487	**4.424	
Departamento en Haití. Ref. Artibonito			
Centre (Centro)	**0.160	**1.173	(0.0117)
Grande-Anse	**0.057	**1.058	(0.0364)
Nippes	**0.038	**1.039	(0.0892)
Nord (Norte)	-0.113	0.893	(0.0109)
Nord-Est (Noreste)	-0.125	0.882	(0.0134)
Nord-Ouest (Noroeste)	***1.297	***3.658	(0.0161)
Ouest (Oeste)	-0.016	0.984	(0.0111)
Sud_est (Sureste)	***1.383	***3.987	(0.0119)
Sud (Sur)	-0.0664	0.938	(0.0255)
Tamaño de la Ciudad. Ref. En una ciudad grande			
En una ciudad mediana	1.223***	***3.397	(0.0279)
En una ciudad pequeña	0.525***	***1.690	(0.0072)
En el campo	0.007	1.007	(0.0055)
Condición migratoria			
2 a 4 años	**0.1435	**0.866	(0.0776)
5 a 9 años	**0.4243	**1.529	(0.0977)
10 a 14 años	**1.2639	**3.539	(0.1447)
15 años y mas	*1.4580	*4.297	(0.1332)
Cedula. Ref (Si tiene cedula)			
No tiene cedula	1.1238	3.077	0.0133
Tiene vínculos en Haití (No tiene vínculos)			
Familiar	**1.2350	**3.4384	0.0944
Amistad	**0.1230	**1.1309	0.0046
Paisanaje	0.1450	1.1560	0.0054
Condición ocupacional			
Grupo ocupacional. Ref (directores y gerentes)			
Profesionales	**0.268	**0.7649	(0.0690)
Técnicos	*0.067	*0.9356	(0.0806)
Personal administrativo	*0.062	*0.9397	(0.0774)
Trabajadores de los servicios y vendedores	**1.237	**3.4466	(0.0674)
Agricultores y trabajadores calificados agropecuarios	*1.430	*4.1770	(0.0635)
Oficiales, operarios y artesanos	***0.269	***1.3090	(0.0656)
Operadores de instalaciones y máquinas	**0.014	**1.0138	(0.0726)
Ocupaciones elementales	**2.149	**8.5789	(0.0647)
Tipo de contrato. Ref (Fijo)			
Ocasional o temporal	**1.5001	**4.4821	(0.01381)
Por ajuste	**0.116	**1.1230	(0.01692)
Otro tipo	**1.144	**3.1402	(0.05746)
Constante	***2.4701	***11.8236	(0.04513)
Numero de observaciones (Expandida)	31,394		
Logaritmo de la verosimilitud	163656.039a		

Alpha	1.2809 (Exp) 0.781
R cuadrado de Cox y Snell	.456
R cuadrado de Nagelkerke	0.326
AIC	5834.3
LR Chi	1264.3
Prob >= chibar2	0.000
Wald chi2(17)	2607
Prob > chi2	0.000
F	62.010
P-valor, Pr(Prob > F)	0.0000

Notas: el error estándar de las ratios, se presentan entre paréntesis en la columna a la derecha

Notas: Se presenta de forma separada los coeficientes sin transformaciones y las exponenciales o Odds Ratio

Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Fuente: Estimado a partir de la Encuesta Nacional de Inmigrantes (ENI), levantada por la ONE

En términos con las condiciones geográfica del migrante, el modelo identifica asimetrías territoriales en términos de la probabilidad de la recurrencia migratoria, apoyando la hipótesis de que circularidad es propia de comunidades donde coexiste una red de intercambios que vinculan en forma permanente a las comunidades de origen y destino (Massey D., Durand J. y Goldring L.,1994). Los migrantes que se ubican en las zonas rurales tienen menor probabilidad de mostrar una mayor frecuencia migratoria, en relación con los migrantes ubicados en el segmento urbano, para el segmento rural las chances son de apenas 0.959 veces. Este resultado confirma la hipótesis de que la circularidad sigue coexistiendo en nichos geográficos urbanos.

Con lo anterior, un punto interesante dentro de las estimaciones fue observar el comportamiento de la circularidad en las zonas de recepción de los inmigrantes residentes en República Dominicana, visto desde los dominios de estimación geográficos. Se muestra que en las zonas donde se han establecido los sistemas laborales estacionales, aquellas colindantes con la línea

fronteriza y las provincias de alta concentración poblacional urbana, fueron las que presentaron una alta proclividad hacia la circularidad. Para los inmigrantes que residen provincias fronterizas urbanas y rural se presentan una proclividad de 4.424 y 3.553 veces respectivamente, siguiendo aquellas Provincia de alta concentración poblacional urbana que obtuvieron una alta proclividad de 3.621 veces, las provincias que cultivan banano, arroz, víveres y pecuaria del espacio urbano y rural alcanzaron una recurrencia de 1.669 y 1.759 veces todo esto en referencia a las Provincias de Alta Concentración Rural. Las zonas geográficas donde se presentaron menos inmigrantes asiduos a emprender viajes recurrentes fueron los residentes en las provincias de cultivo de caña de azúcar del espacio urbano y rural (de 0.599 y 0.381 veces), para esta categoría el coeficiente fue negativo, se debe acotar que este último resultado coincide con los análisis descriptivos antes señalados.

En cuanto a la variable región de origen del migrante haitiano, el MBN confirma que los inmigrantes que son provenientes de zonas tradicionales donde existe una afluencia relevante de migración a RD se ha establecido una dinámica hacia la circularidad. Se muestra que el hecho de ser oriundo del departamento del Sureste haitiano aumentó la propensión hacia la circularidad en un 3.987 veces, siguiéndole los procedentes Noroeste haitiano con una propensión de 3.658 veces, en comparación con aquellos procedentes de la región Artibonito. Este patrón se presentó en menor magnitud para los departamentos del Centre (Centro), Grande Anse y Nippes haitiano, con una frecuencia de 1.173, 1.058 y 1.039 veces, los demás departamentos en las estimaciones resultaron no significativos. Las zonas que presentaron mayor propensión a la circularidad son aquellas donde persiste una sistemática actividad comercial binacional, tal es caso de las ciudades de Anse-Pitres con Pedernales o Belle-Anse con Elías Piña. Estas proximidades

generan mayor flujo de intercambio de bienes, personas y símbolos, esto por la facilidad de entradas y salidas desde las zonas de origen y recepción (Massey, et al.1987). Aunque conectando con los análisis descriptivos las zonas que presentan mayor propensión a la circularidad no aglutinan la mayor población residente en el país (Ver anexo no2 y no3).

El tamaño a de la ciudad de procedencia del migrante haitiano, resulto una categoría significativa. La magnitud y dirección de los coeficientes indican que, aquellos oriundos de ciudades medianas y pequeñas tuvieron una alta propensión de consumir el evento, en 3.397 y 1.690 veces, en comparación con los procedentes de ciudades grandes, la propensión es menor para los originarios del campo, aunque fue no negativa (1.007 veces).

Para el grupo de variables que caracterizan la condición migratoria, se muestra en las estimaciones que los migrantes haitianos que sobrepasan los 10 años de residencia tienen una mayor propensión a optar un patrón migratorio circular, en referencia a los migrantes con menos de 2 años de residencia. Para los que poseen entre 5 a 9 años las chances de haber cometido el evento fueron de 0.866 veces, la frecuencia aumenta de forma progresiva para los que tienen de residencia entre 10 y 14 años (3.539 veces) y los que sobrepasan los 15 años en el país (4.297 veces). Esto señala que la antigüedad migratoria es un factor relevante para explicar el patrón migratorio circular haitiano, que también es colegido con los años de vida del migrante.

En tanto, la variable de tenencia de documentos migratorios resulta ser no significativa, lo indica que la recurrencia migratoria es indistinta para aquellos que poseen o no documentos que legaliza su estatus en el país. La magnitud y dirección del coeficiente muestra que los migrantes haitianos que no poseen documento de identificación tienen 3.077 más

chances de haber cometido el evento, en comparación a los migrantes que tienen cedula de identidad dominicana.

Al indagar el coeficiente sobre la existencia de vínculos en Haití, se registra una relación significativa entre todas las categorías examinadas de esta variable. Para los que tienen vínculos cercanos de tipo familiar las chances de eventos acumulados es la mayor siendo de 3.438, para quienes tienen vinculo de amistad y paisanaje las chaces son de 1.131 y 1.156 veces, todo esto en relación con los que no tienen algún vínculo de este tipo en las zonas de origen. Este hallazgo es indicativo de que la circularidad es construida socialmente, a través de las redes comunitarias, parentales y de paisanaje que se edifican entre las zonas de origen y recepción (Bustamante, J. 1998).

Respecto a la actividad ocupacional se muestra que los inmigrantes que se insertan en las categorías ocupacionales que requieren cierto nivel de cualificación son menos proclives a tener mayor recuento de viajes. En efecto, los que pertenecen a las categorías de Profesionales, Técnico y Personal Administrativo, muestran una propensión negativa de cometer el evento en 0.765, 0.936 y 0.940 veces. Este patrón no se repite en las demás categorías que requerían bajos niveles de cualificación o instrucción, como las referidas a los trabajos de los servicios y vendedores y los que laboran en ocupaciones relacionadas a la agricultura y los trabajos calificados agropecuarios, estas presentan un valor de ocurrencia del evento en 3.447 y 4.177 chances de éxito. Para la categoría de ocupaciones elementales, se estimó la más alta propensión de viajes, un 8.579 chance de éxito, está la categoría ocupacional es la que ostenta las competencias con los más bajos niveles de cualificación. Existe un grupo que tiene una media propensión de cometer el evento en este caso son las ocupaciones relativas a Oficiales, operarios y artesanos y Operadores de instalaciones y máquinas, las probabilidades estimadas fueron de 1.309 y 1.014.

Para la variable tipo de contrato, se muestra que los migrantes que obtuvieron trabajos temporales presentaron una recurrencia hacia a consumir el evento en un 4.482 en comparación con los que poseían un trabajo fijo, siguiéndole los inmigrantes que se insertaron en trabajos donde las figuras contractuales son de otro tipo (en 3.140 chances de éxito), siguiendo los que se insertaron con la figura por ajuste con 1.144. Este resultado colige con las hipótesis de (Silié R., 2003) que señala que el carácter informal del mercado laboral que adsorbe la mano de obra haitiana otorga a los migrantes haitianos incentivos para flexibilizar sus desplazamientos desde sus zonas de origen a las de recepción.

4.2.1. Efectos marginales

En este apartado se profundizan las estimaciones a la luz de lo establecido por (Evertsz F. y Lozano W., 2008) y (Silié R., 2003) quienes establecen que las particularidades de los flujos migratorios son diferenciadas según la zona de origen, es decir el departamento de procedencia en Haití y su lugar de recepción en RD, también se indica que coexiste diferencias entre el sexo y la ocupación desempeñada del migrante. Para esto se realizó la estimación de los efectos marginales según posibles combinaciones, es decir el número de viajes conforme el rango etario del inmigrante y la ubicación geográfica por zona de origen y recepción y el sexo y la categoría ocupacional desempeñada, manteniendo las demás variables de todo el modelo en su valor medio. Se debe hacer la salvedad que los coeficientes de los efectos marginales empleando modelos de recuento, tiende a aumentar sin límites a medida en que crece la variable dependiente en este caso μ_i .

En la tabla no 11 se constata que la recurrencia del viaje es importante quienes sobrepasan los 45 años procedentes del

Noroeste haitiano, Sureste y Artibonito, tienen estos una alta propensión a la circularidad, siendo sus efectos marginales para las edades de 45 años y más de 29.8, 32.4 y 23.0, los grupos de 25 a 34 años muestran efectos marginales similares, presentando una propensión de 18.00, 15 .062 y 18.529, disminuye de forma importante en las edades intermedias de 35 a 44, presentando un patrón de rendimiento decreciente en las edades intermedias y creciente en los tramos inferiores y superiores. Se condice que los oriundos del Noroeste, Sureste y Artibonito se inclinan a este patrón, el departamento de Grande-Anse y Nippes presentan menor propensión.

Para los estratos de las zonas de recepción, los adultos jóvenes de 25 a 34 años y los mayores de 45 años y más que tienen una mayor recurrencia de viajes, son residentes de las provincias fronterizas, de las Provincias de mayor concentración de inmigrantes y de las provincias que cultivan banano, arroz, víveres y pecuaria, Los efectos marginales de la circularidad merman para los residentes en provincias de alta concentración poblacional rural y las de cultivo de caña, esto para los tres grupos etarios.

Para el caso haitiano, las actividades económicas que caracterizan los espacios geográficos de los migrantes determinan su permanencia o recurrencia migratoria. En el dominio de cultivo de caña de azúcar que conforma las provincias del Seibo, La Altagracia, La Romana, Puerto Plata, San Pedro de Macorís, donde se presenta una menor proclividad a la circularidad, confluyen las actividades de servicios de Bares y restaurantes (Ver anexo 6). Este nicho laboral para la mano de obra foránea presenta la mayor provisión de empleos formales, con apego a la figura contratos fijos, lo que incide en el arraigo del migrante en el país. Las provincias con una alta concentración de migrantes que presenta alto grado de proclividad migratoria pertenecen a la región metropolitana donde existe un importante

componente urbano, y son los nuevos espacios de afluencia y asentamiento migratoria donde se establece el nuevo patrón circular.

Tabla 9. Efecto marginales por edad,
según zona de origen y recepción

Condiciones Geográficas	25 a 34	35 a 44	45 y mas
Departamento en Haití			
Artibonito	18.529*** (.384)	13.681*** (.382)	23.066*** (2.782)
Centre (Centro)	12.015*** (.300)	6.318*** (.286)	18.97 *** (2.218)
Grande-Anse	6.526*** (.836)	2.275*** (.749)	9.833*** (2.35)
Nippes	5.619*** (1.180)	2.358** (1.064)	7.083*** (3.270)
Nord (Norte)	17.954 *** (.401)	7.163*** (.3762)	21.510*** (2.642)
Nord-Est (Noreste)	9.943** (.707)	8.855*** (.622)	10.595*** (3.84)
Nord-Ouest (Noroeste)	18.00*** (.744)	15.812*** (.730)	32.469*** (4.215)
Ouest (Oeste)	8.314*** (.360)	4.487*** (.340)	22.485*** (2.524)
Sud_est (Sureste)	15 .062*** (.247)	11.658*** (.210)	29.987*** (1.272)
Sud (Sur)	6.589*** (1.601)	5.933*** (1.41)	17.819*** (4.788)
Estrato Geográfico			
Provincia de alta concentración poblacional ur- bano	18.707*** (.491)	10.642*** (.419)	28.956*** (3.338)
Provincia de alta concentración poblacional ru- ral	4.517*** (.301)	2.267 *** (.268)	6.808*** (1.090)
Provincias fronterizas urbano	19.414*** (.494)	14.776*** (.451)	25.346*** (2.377)
Provincias fronterizas rural	15.882 (.325)	10.899 (.355)	26.725 (3.053)

Provincias que cultivan caña de azúcar urbano	6.930*** (.503)	4.440*** (.449)	13.333*** (1.910)
Provincias que cultivan caña de azúcar rural	8.051*** (.640)	3.852 *** (.579)	10.591*** (3.970)
Provincias que cultivan banano, arroz, víveres y pecuaria urbano	20.600*** (1.133)	12.049*** (.970)	22.190*** (5.4457)
Provincias que cultivan banano, arroz, víveres y pecuaria rural	18.117*** (.206)	13.807*** (.193)	20.431*** (1.052)
Provincias de menor concentración de extranjeros urbano	10.805 *** (.823)	7.929*** (.756)	13.812*** (3.437)
Provincias de menor concentración de extranjeros rural	3.284*** (.448)	2.957*** (.399)	8.881*** (1.554)

Notas: el error estándar de los efectos marginales se presenta entre paréntesis. (Delta-method

(*) en los coeficientes, indican nivel de significancia: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Fuente: Estimado a partir de la Encuesta Nacional de Emigrantes (ENI),

Si partimos nuevamente de lo planteado por los autores referidos, de que la nueva migración haitiana responde a una segmentación en el mercado laboral entre hombres y mujeres, que conforme a los resultados afecta el nivel de recurrencia migratoria. Para el cálculo de los efectos marginales, se reafirma que la ocurrencia de viajes para los hombres en promedio es mayor que para las mujeres en todas las categorías ocupacionales, ratificando el carácter de masculinidad del patrón circular. No obstante, existe un esquema al interior de cada grupo donde la migración puede ser más recurrente o no en ciertas categorías ocupacionales. Se especifica que para las mujeres la mayor ocurrencia migratoria es dada en las ocupaciones relacionadas a los trabajos de los servicios y vendedores, seguida por las ocupaciones elementales, incluso en el caso de los servicios de vendedores itinerantes el efecto marginal duplica al de los hombres. Entre los hombres se presenta, que la mayor cantidad de viajes ocurre en los que se ocupan actividades de agricultura y trabajos

agropecuarios calificados y nuevamente las ocupaciones elementales. Entre ambos grupos las actividades con mediano nivel de cualificación: Oficiales, operarios y artesanos y Operadores de instalaciones y máquinas, registran una mediana recurrencia migratoria, las ocupaciones con importantes grados de instrucción obtienen la menor propensión de viajes. (Conectando con este resultado, ver anexo no. 7 se presenta la media de viajes por sexo y rama de actividad económica).

Tabla 10. Efecto marginales por sexo, según grupo ocupacional

Grupo ocupacional	Hombre	Mujer
Directores / gerentes	15.710*** (1.247)	10.450*** (.696)
Profesionales	12.678*** (1.021)	11.462*** (.597)
Técnicos	16.604*** (1.431)	13.481*** (.844)
Personal administrativo	11.885 (.940)	10.026*** (.548)
Trabajadores de los servicios y vendedores	30.492*** (.7202)	60.881*** (.405)
Agricultores y trabajadores calificados agropecuarios	50.875*** (.214)	25.049*** (.348)
Oficiales, operarios y artesanos	20.971*** (.238)	18.042*** (.206)
Operadores de instalaciones y máquinas	25.781*** (.667)	17.973*** (.421)
Ocupaciones elementales	60.967*** (.309)	40.61*** (.397)

Notas: el error estándar de los efectos marginales se presenta entre paréntesis. (Delta-method).

(*) en los coeficientes, indican nivel de significancia: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Fuente: Estimado a partir de la Encuesta Nacional de Emigrantes

5. Conclusiones

La investigación utilizó inferencias para datos de recuento de eventos múltiples, empleando la metodología de los Modelos Binomial Negativo (MBN) para una *distribución poisson*, también se incluyó análisis descriptivos para caracterizar el proceso migratorio y los nichos laborales de la mano de obra haitiana. Con estos abordajes se estudió el patrón de desplazamiento de los migrantes haitianos que llegan a RD por motivos laborales. Se asumió que el patrón migratorio circular está definido por la multiplicidad de eventos o la recurrencia de viajes, que responden a ciertas características individuales del migrante. Los resultados confirman la importancia de los rasgos personales y familiares del migrante, condición geográfica, migratoria y ocupacional, como determinantes de sus probabilidades para la recurrencia migratoria a República Dominicana.

En las estimaciones, gran parte de los hallazgos coincidieron con las teorías pioneras sobre la temática migratoria haitiana, de autores como (Duarte I., 2011), (Evertsz F y Lozano W., 2008) y (Silie R., 2003). En ese orden, los flujos migratorios contemporáneos recurrentes hacia la circularidad provienen de zonas donde tradicionalmente ha existido una pauta hacia la migración, en este caso, zonas colindantes a la línea fronteriza, donde es propicio la construcción de espacios plurilocales que emergen de la vinculación de diversas redes de intercambio, de zonas donde ha existido sistemáticamente actividad comercial binacional, o en espacios donde coexiste con un gran componente urbano de aquellas provincias que conforman la región metropolitana. Lo anterior señala, que la adopción a este patrón viene dada por una determinada cultura,

mediada por los mecanismos de absorción laboral, que se fomenta entre ciertas zonas de origen y recepción, conforme a lo argüido por (Massey D., Durand J. y Goldring L., 1994).

Otro punto interesante de la movilidad circular de la migración l haitiana que se desplaza por motivos, es que las zonas donde no es proclive el patrón circular (Seibo, La Altagracia, La Romana, Puerto Plata, San Pedro de Macorís), se establecen un flujo importante de actividades relacionadas a los servicios de Bares y Restaurantes, nicho laboral que tiende a proveer empleos formales al migrante. En los descriptivos se infiere que el migrante haitiano tiende a durar más tiempo en su lugar de origen en Haití, una vez realizado el desplazamiento.

En correspondencia con lo anterior, el migrante haitiano con mayor recurrencia procedente de los departamentos del Suroeste y Noroeste haitiano, donde se ubican las ciudades de Jacmel, Belle-anse, Grand-Anse, Anse-A-Pitres, Thiotte, Port-Depaix y St. Louis Du Nord. Algunas son colindantes con provincias en República Dominicana, donde coexiste asiduas relaciones comerciales bilaterales, tal es el caso de Anse-A-Pitres con Pedernales o el de Belle-anse con Elías Piña. El tamaño de la ciudad de residencia de origen cobra importancia para explicar el carácter de circularidad migratorias, en las ciudades medianas y pequeñas se estimó una alta propensión del migrante consumir el evento.

Partiendo de las características individuales y del hogar, los migrantes de sexo masculino presenta mayor propensión hacia la migración, indicativo de la masculinidad del patrón circular. Como resultado se expresa que la construcción social de las diferencias de género podría también expresarse como una diferencia en la construcción del tiempo en la migración entre hombres y mujeres. Autores afirman que la masculinización patrón migratorio, se alinean con la idea de que, mientras las mujeres expresan una preferencia a establecer una residencia

estable y permanente en la zona de recepción, los hombres presionan para el retorno a sus localidades de origen. Otros señalan el papel relevante de las mujeres en el proceso de conformación de comunidades migrantes en las zonas de acogida. También, se enfatiza el papel de la mujer en la formación familiar, instancia que a su vez propiciaría el inicio del proceso de asentamiento de la población migrante (Canales A., 2013; Durand J., 2000 y Zenteno R., 2000).

Desde la composición familiar son proclives acumular viajes los jefes del hogar y las parejas del jefe. La circularidad guarda relación con la longevidad del migrante, el evento es frecuente para los migrantes entre 35 a 44 años y aumenta de forma progresiva para los que superan los 45 años y en aquellos que sobrepasan los 10 años de residencia en República Dominicana, esto es indicativo de que la antigüedad migratoria juega un rol importante. Este resultado también se corrobora con la variable manejo de español, los migrante con un buen manejo, que puede ser adquirido por una mayor periodicidad de residencia, adquieren un patrón hacia la circularidad en mayor propensión que aquellos con un manejo lingüístico del castellano precario.

La circularidad no es explicada por la regularidad del migrante en la zona de recepción, en este caso la tenencia de cédula electoral dominicana, lo que infiere que la frecuencia de viajes no está determinada por una entrada legal o no al país. Los vínculos de familiaridad, amistad y paisanaje que posee el migrante en Haití es un factor relevante para establecer el patrón examinado. Con el MBN se diferencia el tipo de lazo que posee el migrante y su efecto en la recurrencia migratoria, aquellos que tienen lazos fuertes, de familiaridad tienden a emprender un mayor número de viajes, mientras que los que poseen solo lazos débiles como los de amistad o paisanaje acumulan

una menor propensión entradas y salidas de República Dominicana y Haití y viceversa.

Otra característica interesante resultante del MBN, es que los migrantes proclives acumular viajes a RD poseen un bajo nivel de cualificación. El modelo indica que los menos educados mostraron mayor propensión a viajar y a marcar un patrón circular.

Lo anterior se colige con el hallazgo de que los migrantes que se ubican en ocupaciones que requieren menor nivel de cualificación adquieren mayor frecuencia migratoria, entre estas se ubican: las ocupaciones elementales, los trabajos de los servicios y vendedores y las relacionadas a la agricultura y los trabajos calificados agropecuarios. Este resultado colige con las características del patrón de la nueva migración haitiana, las ocupaciones que están sujetas a mayor proclividad son aquellas que se insertan en los sectores de la construcción, servicios y comercio ambulante. No obstante, en correspondencia con las hipótesis existe una clara segmentación del mercado laboral para esta población, que conforme a los resultados afecta el carácter de proclividad de la migración según la ocupación desempeñada. Para los hombres existe un alto grado de proclividad en las actividades de agricultura y trabajos agropecuarios calificados y en aquellos que desempeñan actividades elementales, que abarcan trabajos de muy bajo nivel de cualificación relativos al sector construcción, servicios y agricultura. En el caso de las mujeres, las ocupaciones con mayor recurrencia a la migración son las vinculantes con las ocupaciones de los servicios y vendedores, seguidas también de las ocupaciones elementales.

Con la figura contractual del migrante en su ocupación, se muestra que el carácter de informalidad es importante para que

el migrante desarrolle un patrón cíclico. Tienen mayor frecuencia de cometer el evento los trabajadores temporales en referencia a los contratados fijos.

Debido a la naturaleza exploratoria del estudio de la circularidad y permanencia migratoria de los haitianos que viajan por motivos laborales, distintas líneas de trabajo se derivan de esta investigación, entre estas se destaca la necesidad de realizar modelos para explicar la movilidad laboral junto con la recurrencia migratoria entre distintos grupos ocupacionales de los migrantes (desempleados, empleados formales e informales). En términos generales, cuantificar el peso relativo de los factores que caracterizan el perfil sociodemográfico de los inmigrantes que viajan por motivos laborales y que establecen un flujo circular, por medio de nuevas metodologías, es un aporte a las producciones en la materia, que se sustentaron en métodos cualitativos pioneros, y que ayudaron a dimensionar las categorías y subcategorías analíticas del nuevo patrón migratorio haitiano. En términos del diseño de políticas públicas, desentrañar las características del más importante de los flujos migratorios, que está condicionado por estrechas y complejas relaciones históricas a nivel político y cultural, en el contexto de una larga y vulnerable frontera común que genera intensos intercambios, hace que un estudio de esta naturaleza sea de gran utilidad en materia de orientación en el ámbito de políticas migratorias.

6. Bibliografía

Agunias, D. y Newland, K. (2007): Circular Migration and Development: Trends, Policy Routes, and Ways Forward. Washington, Migration Policy Institute.

Alaminos A y López C. (2009). El retorno de las Migraciones Circulares: La regulación de las migraciones profesionales. *Revista Obets*.

Bovenkerk, F. (1974). The sociology of return migration, Martinus Nijhoff, La Haya.

Bustamante, J. (2008): La migración circular de México a Estados Unidos: un enfoque sociológico. en Bustamante, J y Tuiran, R. (eds.), La migración laboral mexicana de México a Estados Unidos de América. Mexico, Colegio de la Frontera Norte.

Chávez, Leo. 1988. "Settlers and Sojourners: The Case of Mexicans in the United States". Human Organization, Vol. 47., No. 2.

Canales, Alejandro (2016). "Factores Demográficos del Asentamiento y la Circularidad en la Migración México-Estados Unidos". University of Guadalajara, México.

Canales Alejandro. (2013). Periodicidad, estacionalidad, duración y retorno. Los distintos tiempos en la migración México-Estados Unidos. Universidad de Guadalajara.

Canales, Alejandro (2010), "Periodicidad, estacionalidad, duración y retorno. Los distintos tiempos en la migración México-Estados Unidos". Núm. 23. Morelos, Universidades del Estado del Estado de Morelos.

Cornelius, Wayne (1992). "From Sojourners to Settlers: The Changing Profile of Mexican Immigration to the United States". En J. Bustamante, C. Reynolds y R. Hinojosa (eds.)

US-Mexico Relations. Labor Market Interdependence. Stanford University Press. Stanford, California. Estados Unidos.

Constant, A. y Zimmerman, K. (2007): Circular Migration: Counts on Exits and years away from the host country. SEOP Papers on Multidisciplinarity Panel data research. Berlin, DIW.

Durand, Jorge (2000). "Tres premisas para entender y explicar la migración MX-EU". En *Relaciones* Vol. XVII, No. 83, verano 2000. El colegio de Michoacán. Pp17-35.

Duarte Isis. (2011) Mano de Obra Haitiana en la Construcción: Características, Valoraciones y Prácticas. Movimientos Migratorios desde y hacia la República Dominicana. Tomo I. Fondo Para el Fomento de la Investigación Económico y Social (FIES).

Deshingkar, P. y Farrington, J. (Eds.) (2009): Circular migration and Multilocal livelihood strategies in rural India. Nueva Delhi, Oxford University Press.

Evertsz, Frank. y Lozano, Wilfredo (2008). La inmigración haitiana contemporánea en la República Dominicana.). Los retos del desarrollo insular: Desarrollo sostenible, migraciones y derechos humanos en las relaciones dominico-haitianas en el siglo XXI. Observatorio Migrantes del Caribe (CIES-UNIBE).

Encuesta Nacional de Migrantes (ENI2017-2012). Oficina Nacional de Estadística.

Fargues, P. (2008): Circular Migration. Is it relevant for the South and East of the Mediterranean? Circular Migration Series. Florencia, European University Institute.

González Ferrer y Arango Joaquín, 2008, La inmigración en España (2000-2007): de la gestión de flujos a la integración de inmigrantes, Centro de Estudios Políticos y Constitucionales (CEPC), Madrid.

Godenau, D. (2014): «Irregular Maritime Immigration in the Canary Islands: Externalization and Communitarisation in the Social Construction of Borders». *Journal of Immigrant and Refugee Studies*, 12(2), pp. 123-142.

González, Carmen. (2011). La migración temporal entre Marruecos y España. Universidad Complutense de Madrid Facultad de Ciencias Políticas y Sociología.

Long Scott (2010). Regression Models for Categorical and limited Dependt variables. Advanced Quantitative techniques in the social sciences series. International Educational and Professional Publisher TI10usand Oaks London New Delhi.

Massey, Douglas, Jorge Durand y Luin Goldring, 1994, "Continuities in transnational migration: an analysis of nineteen communities", en *American Journal of Sociology*, vol. 99, núm. 6.

Parrenas, R.S. (2010). «Homeward bound: The circular migration between Japan and The Philippines». *Global Networks*, 10 (3), 301-323.

Silié, Rubén. La nueva inmigración haitiana, Santo Domingo. FLACSO, 2003.

Zenteno, Rene 2000. "Redes migratorias: ¿Acceso y oportunidades para los migrantes?". En Rodolfo Tuirán (Coord.) Migración México-Estados Unidos. Opciones de política. SRE-SG-CONAPO. México.

ANEXOS

Anexo 1

Volumen de la población inmigrante de origen extranjero, ENI 2012-2017

País de nacimiento	ENI 2012		ENI 2017		Incremento durante el quinquenio	
	Abso- luto	%	Absoluto	%	Absoluto	%
Total	9,716,240	100	10,189,895	100	473,655	4.9
República Domini- cana	9,191,608	94.6	9,618,962	94.4	427,354	4.6
Haití	458,233	4.72	497,825	4.89	39,592	8.6
Venezuela	3,434	0.04	25,872	0.25	22,438	653.4
Colombia	2,738	0.03	2,642	0.03	-96	-3.2
Perú	1,093	0.01	1,698	0.02	605	55.4
Resto de Suramérica	2,800	0.03	2,260	0.02	-540	-19.3
Estados Unidos	13,514	0.14	10,016	0.1	-3,498	-25.9
Resto de Norteamé- rica	3,225	0.03	1,321	0.01	-1,904	-59
Cuba	3,145	0.03	2,024	0.02	-1,121	-35.6
Puerto Rico	4,416	0.05	2,356	0.02	-2,060	-46.6
Centroamérica	2,393	0.02	1,407	0.01	-986	-41.2
El Caribe	373	0.00	956	0.01	583	156.3
España	6,720	0.07	7,592	0.07	872	13
Italia	4,044	0.04	3,713	0.04	-331	-8.2
Resto de Europa Oc- cidental	8,354	0.09	4,315	0.04	-4,039	-48.3
Rusia y Europa del Este	1,162	0.01	1,641	0.02	479	41.2
China	4,729	0.05	3,069	0.03	-1,660	-35.1
Resto del Mundo	4,260	0.04	2,226	0.02	-2,034	-47.7

Elaboración Propia a partir de los datos de la Encuesta Nacional de Inmigrantes, 2017

Anexo 2

Distribución porcentual de la población nacida en Haití y establecida en la República Dominicana en relación con los departamentos de nacimiento en Haití.

ENI-2017

Lugares de nacimiento en Haití	Regiones de Planificación de Desarrollo									
	Ciba o Nort e	Ciba o Sur	Cibao Nordest e	Ciba o No- roeste	Val- desia	En- riquill o	El Valle	Yum a	Hi- guamo	Metropoli- tana
Artibonito	22.40	14.40	24.80	13.80	22.0 0	6.40	2.20	7.50	7.50	20.10
Centro	2.50	10.80	6.60	6.20	28.1 0	8.90	77.30	6.60	8.60	18.20
Grand'Ans e	1.20	1.50	0.20	0.60	1.10	1.30	1.00		0.20	1.20
Nippes	0.40	2.20	0.20	0.20	3.10	0.10	0.50	0.60	0.40	0.70
Norte	37.60	32.10	37.60	40.90	7.60	1.50	1.40	5.70	5.50	8.10
Norite	10.50	5.30	3.80	25.40	1.10	1.50	0.20	1.50	2.80	3.70
Noroeste	8.60	15.80	8.70	4.50	2.80 19.4	3.20	0.80	0.70	2.30	2.60
Oeste	11.40	15.80	8.70	4.50	0	36.40	14.40	0	45.60	31.00
Sureste	2.7	0.3	7.5	1.2	11.8	34.8	1.2	54.1	24.4	10.2
Sur	2	0.4	0.4	0.3	2.1	3.3	0.3	2.9	2.1	2.4
No sabe / Sin infor- mación	0.7	1.4	1.5	12.4	0.9	2.6	0.7	1	0.6	1.8

Elaboración Propia a partir de los datos de la Encuesta Nacional de Inmigrantes, 2017

Anexo 3

Distribución de la población inmigrante nacida en Haití por departamentos de nacimiento en país de origen. ENI-2012 y ENI-2017

Regiones y departamentos de residencia antes de la migración a la República Dominicana	2012		2017		Incremento Porcentual
	Abso-luta	%	Adso-luto	%	
	70,88	15.	85,45	17.	
Artibonito	9	4	7	3	19
	44,85		70,89	14.	
Centro	7	9.8	6	3	44.9
Grand Anse	3,397	0.7	5,392	1.2	45.3
Nippes	1,036	0.2	3,009	0.6	97.5
	87,21		88,92	18.	
Norte	8	19	4	1	1.9
	36,06		33,68		
Noreste	2	7.9	4	6.8	-7
	21,92		22,66		
Noroeste	8	4.8	1	4.6	3.2
	108,8	23.	100,8	20.	
Oeste	83	8	13	4	-8
	59,84	13.	69,63	14.	
Sureste	9	1	1	1	15.1
Sur	9,508	2.1	9,585	1.9	0.8
	14,60				
No sabe/ sin información	7	3.2	3,884	0.7	-263
	458,2	10	493,9	10	
Total	34	0	36	0	7.4

Elaboración Propia a partir de los datos de la Encuesta Nacional de Inmigrantes, 2017

Anexo 4

Motivos del proceso migratorio de la población migrante en República Dominicana

	Población nacida en Haití						Población nacida en otros países					
	Total		Hombre		Mujer		Total		Hombre		Mujer	
Total	469	1	295	1	173	1	52,	1	27,	1	24,	1
	,26	0	,47	0	,79	0	39	0	93	0	46	0
	8	0	8	0	0	0	8	0	7	0	1	0
	212		170				1		1		1	
Oportunidad de empleo	,27	4	,37	5	41,	2	9,5	8.	50	8.	4,4	8.
Mejores condiciones de vida	8	5	9	8	900	4	42	2	72	2	69	3
Más estabilidad	161						12,	2		2		2
Para estar con los familiares	,19	3	87,	2	74,	4	70	4.	70	5.	5,6	3.
Vino con sus padres	6	4	146	9	050	3	6	2	46	2	60	1
Para estudiar	10,		4,8		5,6		3,2	6.	17	6.	1,4	
Otro motivo	539	2	88	2	51	3	21	1	57	3	64	6
Sin información	4,8		2,0		2,8		3,1	6.	25	9.	65	2.
	43	1	07	1	36	2	98	1	44	1	4	7
							1		1		2	
	43,		13,		29,	1	9,8	8.	42	5.	5,5	2.
	488	9	817	5	670	7	70	8	83	3	87	8
	6,5		4,1		2,4		3,2	6.	15	5.	1,6	6.
	75	1	59	1	16	1	02	1	71	6	31	7
	19,		9,2		10,		2,7	5.	13	4.	1,3	5.
	597	4	41	3	357	6	45	2	54	8	91	7
							1		1		1	
	9,9		3,4		6,4		7,9	5.	43	5.	3,6	4.
	05	2	11	1	94	4	14	1	09	4	05	7
					0							
	846	0	430	0	416	-	0	0	0	0	0	0

Elaboración Propia a partir de los datos de la Encuesta Nacional de Inmigrantes, 2017

Anexo 5

Población ocupada de 10 años y más de origen extranjero por país de nacimiento, según categoría ocupacional y sexo.
ENI-2017

	Nacidos en Haití		Nacidos en otros países		Total de nacidos en el extranjero	
	#	%	#	%	#	%
Total	334092.0	100.0	29728.0	100.0	36382.0	100.0
Empleado u obrero del gobierno central o municipal	1319.0	0.4	38.0	0.1	1357.0	0.4
Empleado u obrero de empresa pública	3145.0	0.9	973.0	3.3	4117.0	1.1
Empleador u obrero de empresa privada	187647.0	56.2	19314.0	65.0	206961.0	56.9
Empleador(a) o patrón	7049.0	2.1	3049.0	10.3	10098.0	2.8
Trabajador(a) para un familiar o no familiar sin paga o ganancia	1745.0	0.5	824.0	2.8	2569.0	0.7
Profesional que trabaja por cuenta propia	5467.0	1.6	1288.0	4.3	6755.0	1.9
No profesional que trabaja por cuenta propia	109280.0	32.7	3775.0	12.7	113055.0	31.1
Trabajador(a) doméstico(a)	15962.0	4.8	253.0	0.8	16214.0	4.5
Otro	2387.0	0.7	215.0	0.7	2602.0	0.7
Sin información	90.0	0	0	0	90.0	0
Total	261682.0	100	17849.0	100	27953.0	100

Elaboración Propia a partir de los datos de la Encuesta Nacional de Inmigrantes, 2017

Anexo 6

Distribución de la población haitiana ocupada según tipo de contrato y rama de actividad económica

Rama de actividad Económica	Tipo de contrato laboral					Tot
	Fijo	Ocasional, temporal	Por ajuste	Otro tipo	Sin información	
Agricultura, ganadería, caza, silvicultura, pesca	38.40	49.20	10.30	0.80		100.
explotación de minas y canteras	%	%	%	%	1.30%	00%
Industrias manufactureras	93.80	6.20	0.00	0.00		100.
Suministro de electricidad, gas y agua	%	%	%	%	0.00%	00%
Industrias manufactureras	64.60	20.80	13.00	0.50		100.
Suministro de electricidad, gas y agua	%	%	%	%	1.10%	00%
Construcción	52.90	37.10	9.90	0.00		100.
Comercio al por mayor y al menor	%	%	%	%	0.00%	00%
Hoteles y restaurantes	26.40	57.50	12.80	0.60		100.
Transporte, almacenamiento y comercio	%	%	%	%	2.70%	00%
Intermediación financiera	74.10	14.10	4.70	1.40		100.
Administración pública y defensa	%	%	%	%	5.80%	00%
Otros servicios	89.20	9.50	0.00	0.20		100.
No sabe/Sin información	%	%	%	%	1.10%	00%
Total	91.40	1.80	3.80	0.00		100.
	%	%	%	%	3.00%	00%
	77.30	19.50	0.00	3.20		100.
	%	%	%	%	0.00%	00%
	60.10	7.50	15.00	17.4		100.
	%	%	%	0%	0.00%	00%
	83.70	12.20	1.90	0.30		100.
	%	%	%	%	1.90%	00%
		10.50	1.20	0.00	78.80	100.
	9.50%	%	%	%	%	00%
	45.90	41.00	9.10	0.70		100.
	%	%	%	%	3.20%	00%

Elaboración Propia a partir de los datos de la Encuesta Nacional de Inmigrantes, 2017

Anexo 7

Media de viajes por sexo según rama de actividad económica

Rama de actividad Económica	Hombre	Mujeres
Agricultura, ganadería, caza, silvicultura, pesca	11.76	9.0
explotación de minas y canteras	3.00	2.0
Industrias manufactureras	4.00	2.0
Suministro de electricidad, gas y agua	2.13	1.0
Construcción	10.50	5.0
Comercio al por mayor y al menor	8.10	11.4
Hoteles y restaurantes	2.00	1.5
Transporte, almacenamiento y comercio	2.00	1.2
Intermediación financiera	1.00	1.4
Administración pública ay defensa	2.00	1.2
Otros servicios	11.70	10.0

Elaboración Propia a partir de los datos de la Encuesta Nacional de Inmigrantes, 2017

Anexo 8

Pruebas ómnibus de coeficientes de modelo

		Chi-cuadrado	gl	Sig.
Paso 1	Escalón	26088.366	33	0.000
	Bosque	26088.366	33	0.000
	Modelo	26088.366	33	0.000

CUARTA PARTE

Midiendo los efectos y canales de transmisión de la política monetaria en la República Dominicana

Manuel Alberto Pérez Pérez



Manuel Alberto Pérez Pérez

Nació el 23 de julio de 1991 en Santo Domingo. Se graduó de Ingeniería Civil (*Summa Cum Laude*) en la Universidad Autónoma de Santo Domingo, donde fue reconocido en varias ocasiones con el premio Honor al Mérito Estudiantil Amín Abel Hasbún, por el más alto rendimiento académico de la Facultad de Ingeniería y Arquitectura. Premiado por el Ministerio de la Juventud con una maestría en la Pontificia Universidad Católica Madre y Maestra (PUCMM), donde obtuvo el título de Magister en Economía Aplicada; y por el Ministerio de Educación Superior, Ciencia y Tecnología (MESCYT) para una beca de estudios en el Master of Engineering Management de la Universidad Politécnica de Puerto Rico. Ingresó al Banco Central de la República Dominicana en el año 2018.

Resumen

En este trabajo se realiza un análisis empírico agregado y sectorial de los efectos de la política monetaria en la República Dominicana sobre el crecimiento interanual de la actividad económica y los precios, así como una medida de la importancia relativa de los canales de tasas de interés, expectativas, crédito y tipo de cambio en la transmisión de estos efectos. Para esto, se estiman modelos de Vectores Autorregresivos Estructurales (SVAR) con restricciones plausibles de corto plazo, utilizando datos mensuales del periodo 2006-2018. Los resultados muestran efectos significativos máximos en el primer año, donde los sectores de mayor elasticidad de respuesta son construcción, manufactura local y comercio, precisamente los de mayor participación en el PIB; mientras que los grupos de transporte, vivienda y alimentos y bebidas no alcohólicas son los que presentan mayor reacción en sus precios, siendo los de ponderación más alta en el IPC. En adición, las estimaciones indican mayor reacción de la inflación y el tipo de cambio en el periodo del esquema de metas de inflación (desde 2012), a la par de respuestas menos volátiles en las variables analizadas. Por último, se evidencia que, para la transmisión de los efectos sobre la actividad económica, el canal de las tasas de interés muestra ser el más importante en el corto plazo y el tipo de cambio a largo plazo, en tanto que la inflación se explica en mayor medida por el canal del crédito en el primer semestre y el de expectativas a un horizonte mayor.

Palabras claves: política monetaria, canales de transmisión, VAR estructural, impulso respuestas, tasa de interés, economía abierta.

Clasificación JEL: C32, E43, E50, E52, F41.

1. Introducción

La política monetaria es vista en la literatura económica como un instrumento para conducir la economía en la dirección de lograr un crecimiento económico sostenible y estabilidad de precios. Si bien el objetivo final de la política monetaria se centra en estos últimos componentes, su impacto repercute en toda la economía, especialmente en las tasas de interés, los agregados monetarios, el tipo de cambio y la actividad económica.

Para el diseño e implementación de estrategias de política monetaria efectivas y eficientes, resulta clave tener evidencia y entendimiento amplio de los efectos potenciales de estas decisiones sobre la economía, la forma y los diferentes canales de transmisión por los que se producen, la reacción de los precios, la dinámica económica de los sectores de producción, las magnitudes e intervalos de tiempo involucrados, así como el análisis y revisiones periódicas que permiten identificar cambios estructurales que pueda experimentar la economía y que varíen la transmisión monetaria y los objetivos que se persiguen.

En los esquemas tradicionales y modernos, la autoridad monetaria puede influir en la economía mediante el manejo instrumentos como las operaciones de mercado abierto (OMA), el coeficiente de encaje legal y la tasa de política monetaria (TPM). Con el actual Esquema de Metas de Inflación (EMI), adoptado por el Banco Central de la República Dominicana (BCRD) en el 2012, el objetivo central de la política monetaria en el país es la estabilidad de precios, y en el mismo se debe contar con una tasa de interés de corto plazo como instrumento que permita señalar su postura, en este caso la tasa de interés interbancaria (TII).

En el esquema actual de política monetaria, el cambio en los instrumentos se trasmite sobre la producción y la inflación a través de diferentes mecanismos de transmisión, es decir, el efecto no es directo. Mishkin (1995) expone al menos cuatro mecanismos por medio de los cuales la política monetaria puede incidir en la economía: el canal de las tasas de interés, el canal del crédito, el canal de precios de otros activos y el canal del tipo de cambio. Más adelante se incluye en estos el canal de las expectativas, el cual juega un rol importante dado que una política monetaria exitosa surge como resultado de la gestión efectiva de las expectativas de los agentes económicos (Blinder, 1998).

Visto lo anterior, el propósito de este trabajo es responder las siguientes interrogantes: ¿Tiene la política monetaria de la República Dominicana efectos significativos sobre la actividad económica y la inflación en el país? ¿En qué magnitud e intensidad en el tiempo se manifiestan esos efectos? ¿Cómo cambian con el Esquema de Metas de Inflación? ¿Se transmiten de manera homogénea en los diferentes grupos de productos, servicios y sectores productivos? ¿Reaccionan los canales de transmisión de la política monetaria en el sentido que expone la teoría? ¿Cuál es la importancia relativa de estos canales en la transmisión de los efectos de la política monetaria sobre la actividad económica y la inflación?

En este sentido, la primera parte de este trabajo consiste en cuantificar y analizar los efectos, en forma agregada, de un choque de política monetaria sobre la actividad económica, la inflación, la demanda de dinero y el tipo de cambio. A partir de entonces, se realiza un estudio en forma desagregada de los efectos de la política monetaria sobre la actividad económica por sectores productivos, y sobre los precios por grupos de bienes y servicios. Posteriormente, se ejecuta un análisis comparativo de la reacción de las variables señaladas en el primer punto para

los últimos dos esquemas de política monetaria del BCRD. Los modelos implementados para estudiar los efectos señalados se basan en Vectores Autorregresivos Estructurales (SVAR) con restricciones plausibles de corto plazo, contruidos con variables domésticas y externas. Los resultados se presentan en forma de funciones de impulso respuesta, descomposición de la varianza del error de pronóstico y descomposición histórica.

La segunda parte del trabajo se enfoca en indagar el impacto de la política monetaria sobre los canales de transmisión y, posteriormente, cuantificar la importancia relativa de estos en la transmisión de los efectos de la política monetaria sobre la actividad económica y la inflación, con especial atención a los canales de tasas de interés, tipo de cambio, crédito y expectativas. Para esto, se construye un modelo ampliado con variables indicadoras de los canales de transmisión que se estudian.¹ Luego, se computan experimentos contrafactuales independientes consistentes en aislar cada canal y contrastar los resultados de las funciones de impulso respuesta con el modelo base.

Los resultados del estudio muestran que la política monetaria tiene efectos significativos sobre la actividad económica, la inflación, los agregados monetarios y el tipo de cambio, con respuestas máximas en el primer año de un choque de política. De manera disgregada, se obtiene que los sectores económicos de mayor elasticidad de respuesta son precisamente los de mayor participación en el PIB: construcción, manufactura local y comercio; mientras que los grupos de bienes y servicios que presentan reacciones más amplias en sus precios son los de mayor ponderación en el IPC: transporte, vivienda, y alimentos y bebidas no alcohólicas. Asimismo, las estimaciones muestran

1 Es importante resaltar que el trabajo no pretende investigar de manera exhaustiva la existencia u operatividad de los canales de transmisión, sino de cuantificar la importancia relativa de esos canales para los cuales se tiene evidencia empírica nacional o internacional. A nivel local, se toma la iniciativa de considerar el canal de las expectativas.

mayor reacción de la inflación y el tipo de cambio en el periodo del esquema de metas de inflación, a la par de respuestas menos volátiles en las variables analizadas.

Por otro lado, los resultados revelan que los canales de transmisión responden en el sentido anticipado por la teoría económica. En la transmisión de los efectos de la política monetaria sobre la actividad económica, el canal de las tasas de interés muestra ser el más importante en el corto plazo y el tipo de cambio a largo plazo, en tanto que la inflación se explica en mayor medida por el canal del crédito en el primer semestre y el de expectativas a un horizonte mayor.

El documento está estructurado en seis secciones, incluyendo esta introducción. En la sección 2 se presenta una revisión de la literatura sobre el tema. La sección 3 traza la metodología de los modelos empíricos, mientras que la sección 4 describe y analiza los datos utilizados. Los resultados se exponen la sección 5. Finalmente, en la sección 6 se presentan las conclusiones y recomendaciones del trabajo.

2. Revisión de literatura

2.1. SVAR y los efectos de la política monetaria

La literatura que aborda los efectos de la política monetaria sobre la actividad real de la economía, los precios y sus mecanismos de transmisión es extensa, heterogénea y se remonta a varias décadas. Gran parte de la evidencia empírica de los efectos de la política monetaria se ha derivado del uso de modelos

de Vectores Autorregresivos (VAR),² introducido por Sims (1980a).

En la década de los ochenta, se desarrollaron los primeros estudios usando modelos VAR para medir la política monetaria y examinar los efectos de las variaciones en el agregado monetario M1 sobre la producción industrial en la economía estadounidense, con conclusiones diversas. En una primera especificación con el uso del M1 como medida de la política monetaria, Sims (1980b) encuentra que la predicción del ingreso real para el periodo de la postguerra en Estados Unidos era solo la mitad que para el periodo entreguerras, y que, al incluir la tasa de interés nominal de corto plazo en un segundo modelo, el agregado monetario fallaba en la predicción del ingreso real en el periodo postguerra. En principio, este hallazgo fue interpretado como una evidencia de la neutralidad de la política monetaria. Sin embargo, en ese punto McCallum (1983) sostiene que la ruptura de la relación entre el dinero y el ingreso no dice nada sobre esta neutralidad, sino que ese resultado es consecuencia de medidas inapropiadas de política monetaria con agregados monetarios.

Hasta entonces, las dos herramientas peculiares de los VAR, las funciones de impulso respuesta y las descomposiciones de varianza, eran en principio obtenidas a través de estimaciones puramente estadísticas, no relacionadas con teoría económica. En ese aspecto, Cooley y LeRoy (1985) sostienen que esta metodología implica una estructura económica particular que es difícil conciliar con la teoría económica. En base a esta crítica, Bernanke (1986), Blanchard y Watson (1986) y Sims (1986) desarrollaron enfoques de Vectores Autorregresivos Estructurales (SVAR), los cuales le permitieron usar la teoría

2 Los VAR son modelos lineales de n -ecuaciones y n -variables, donde cada variable se explica por sus propios valores rezagados, más los valores actuales y pasados de las $n-1$ variables restantes.

económica para transformar la forma reducida del modelo VAR en un sistema de ecuaciones estructurales. La diferencia principal entre el VAR y el SVAR es que el último arroja impulso respuestas y descomposiciones de varianza que pueden dar una interpretación estructural. Los autores estimaron los parámetros imponiendo restricciones estructurales contemporáneas.

Por otro lado, algunos estudios profundizaron sobre la relación entre los agregados monetarios y el producto. Usando datos postguerra, Eichenbaum y Singleton (1986) también encontraron que el crecimiento del dinero no contribuía a predecir el de la producción, con lo cual validaron la existencia de la neutralidad de la política monetaria. No obstante, Stock y Watson (1989) aplicaron un método distinto introduciendo una tendencia de tiempo lineal para el crecimiento monetario, y encontraron que la desviación de este último de su tendencia sí era útil para proyectar el crecimiento real de la producción industrial.

En los años noventa, una línea de investigación se enfoca en modelar la interacción entre los cambios de la tasa de interés de corto plazo y el desarrollo económico a través de enfoques VAR, luego de la incertidumbre que había sembrado el uso de agregados monetarios como indicador de política monetaria. Por su parte, Bernanke y Blinder (1992) argumentaron que el indicador de política monetaria debe ser estudiado cuidadosamente en función del régimen y mecanismos operativos de los bancos centrales. En el caso de los Estados Unidos, plantearon que en la mayor parte del periodo postguerra, el objetivo de atención de la Reserva Federal (Fed) era la tasa de los fondos federales (FFR) y que utilizaba las operaciones de mercado abierto para mantener su objetivo. Así, proponen la tasa de los

fondos federales como indicador de política y presentan evidencia de sus efectos en la economía real, al menos a través del canal de crédito (con los préstamos y depósitos bancarios).

Otros trabajos llegaron a conclusiones en la misma dirección, en que los choques de política monetaria inducen efectos reales considerables. En ese sentido, Leeper, Sims y Zha (1996) y Bernanke y Mihov (1997) de manera separada, obtienen las funciones de impulso respuesta (IRF) del producto real ante un choque de política monetaria contractiva para Estados Unidos y Canadá, con resultados similares. Después de aproximadamente 6 a 8 meses, la producción real cae sustancialmente y permanece en niveles bajos a lo largo del horizonte de tiempo reportado.

Los modelos de VAR estructurales utilizados fueron evolucionando a través de diversas estrategias de identificación de choques de política monetaria. Bernanke, Gertler y Watson (1997) muestran cómo modificar sistemas estándares de VAR para permitir simulaciones de la economía bajo políticas endógenas alternativas, mostrando aquí mismo que los efectos del precio del petróleo sobre la economía dependen también de la postura de la política monetaria. Por otro lado, Bernanke y Mihov (1998) presentan un enfoque VAR semi-estructural para desarrollar medidas de política monetaria en base a indicadores del mercado de reservas a través de diferentes muestras para USA entre el periodo 1965-1996, señalando que una simple medida de política no es apropiada, sino que los cambios en el mecanismo operativo deben implicar cambios en el indicador preferido.

En la agenda de investigación sobre la identificación de choques de política monetaria cabe resaltar el trabajo de Christiano, Eichenbaum y Evans (1999). Estos revisan los estudios para ese entonces que se enfocan en determinar los efectos luego de choques exógenos a la política monetaria y proveen

diversas interpretaciones, enfoques y supuestos de identificación para aislar el componente exógeno de la política, concluyendo que las estimaciones para las fluctuaciones del producto son sensibles al indicador de la política monetaria. Al usar la FFR como indicador, los choques de política representaban el 21% de la varianza de un pronóstico de 4 trimestres para la serie trimestral del PIB real, mientras que al usar en su lugar indicadores basados en agregados monetarios, este porcentaje presentaba una disminución considerable.

Para medir los efectos de política monetaria con el uso de SVAR se requiere de una estrategia de identificación plausible que permita aislar su componente exógeno. Con los modelos VAR se intenta modelar la función de reacción de los bancos centrales como *proxy* de los choques monetarios exógenos con las innovaciones estructurales (Rudebusch, 1998). Una incorrecta especificación fallaría en la identificación de choques exógenos de política monetaria y conduciría a los conocidos “*puzzles*”, que son respuestas contrarias a lo sugerido por la teoría. En estos se distinguen el *puzzle* de precios (el nivel de precios aumenta ante incrementos en la tasa de interés), el de liquidez (luego de innovaciones en los agregados monetarios, la tasa de interés aumenta) y el cambiario (la moneda doméstica se deprecia ante una innovación en la tasa de interés).

Uno de los hechos relacionados al *puzzle* de precios es que las innovaciones de tasas de interés reflejan parcialmente presiones inflacionarias, lo que puede causar un incremento en el nivel de precios (Sims, 1992). Por esta razón, estudios posteriores incluyen la expectativa inflacionaria como una variable *proxy* para explicar el *puzzle* de precios (Gorden y Leeper, 1994; Christiano y Otros, 1996; Sims y Zha, 1998). En el caso de Sims y Zha, sugieren un SVAR con restricciones contemporáneas, añadiendo variables *proxy* para la inflación esperada.

Christiano y Otros (1996) consideran medidas de precio de *commodities* para esta situación.

Para el *puzzle* de liquidez y de precios, Kim (1999) utiliza un SVAR separando los choques de oferta y demanda de dinero en los países del G-7, indicando que con esa metodología se resuelven esas anomalías y que los choques monetarios tienen efectos significativos en el corto plazo. Por otro, para el caso del *puzzle* cambiario, Kim y Roubini (2000) utilizan un enfoque SVAR con restricciones contemporáneas no recursivas, obteniendo resultados consistentes con los modelos teóricos.

Los problemas con los *puzzles* llevaron a extender los modelos VAR de un enfoque de economía cerrada (Bernanke y Blinder, 1992; Bagliano y Favero, 1998; Bernanke y Mihov, 1998) a uno de economía abierta (Eichenbaum y Evans, 1995; Cushman y Zha, 1997; Kim y Roubini, 2000; Kim, 2003). Una vertiente en el último caso incluye variables extranjeras como el precio internacional del petróleo o de *commodities*, la tasa de interés externa, variaciones del tipo de cambio y un indicador de riesgo país (EMBI), como Parrado (2001), Pérez (2015), Carrillo, Elizondo y Hernández (2017), y otros.

Un punto importante a resaltar es que los modelos basados en VAR han mantenido su utilidad y ventajas aun cuando se han desarrollado metodologías más recientes, como los modelos DSGE. En este contexto, Rickman (2014) argumenta que cada enfoque tiene sus limitaciones, lo que ha repercutido en su integración para la obtención de pronósticos más precisos. En este mismo tenor, Kilian y Lütkepohl (2017) argumentan que deben evitarse las aplicaciones mecánicas de cualquiera de estos enfoques y, en su lugar, secundan el hecho de que los modelos DSGE y los modelos SVAR son complementarios, cada uno teniendo sus propias fortalezas y debilidades. “No hay base para afirmar que un enfoque domina el otro” (Kilian y Lütkepohl, 2017, p. 192).

En vista de lo señalado, diversos estudios recientes acuden a los modelos SVAR para analizar los efectos de la política monetaria en países como Inglaterra, Estados Unidos, China y Japón, encontrando respuestas significativas de la actividad económica y la inflación. Se incluyen aquí los trabajos de Miranda-Agrippino y Ricco (2017), Ramírez-Rondán, Rodríguez y Terrones (2018), Koeda (2018) y Kamber y Mohanty (2018).

2.2. Los canales de transmisión de la política monetaria

La política monetaria afecta a las variables reales a través de cambios en los agregados monetarios o en la tasa de interés nominal de corto plazo (Ozdogan, 2009). Los cambios en la política monetaria se transmiten a las variables del sector real a través de los canales de transmisión de la política monetaria. Mishkin (1996) identifica 4 canales principales: tasas de interés, crédito, tipo de cambio y precios de activos, a los cuales se le agrega más recientemente un quinto canal, el de expectativas inflacionarias.

Siguiendo a Mishkin (1995, 1996) y otras fuentes de literatura, la teoría que subyace en estos canales se resume en la tabla 1. La tabla 2 resume, para cada canal, tres evidencias internacionales sobre su existencia u operatividad y el gráfico 1 ilustra el mecanismo de transmisión de la política monetaria.

Tabla 1: Canales de transmisión de la política monetaria

Canal	Operatividad
<p>Tasas de interés</p> $M\downarrow \Rightarrow i_r\uparrow \Rightarrow I\downarrow \Rightarrow Y\downarrow \Rightarrow \pi\downarrow$	<p>Una política monetaria contractiva ($M\downarrow$) conduce a un aumento de las tasas de interés reales ($i_r\uparrow$).³ lo cual aumenta el costo de capital, causando una disminución en el consumo y la inversión ($I\downarrow$) y conduciendo a una disminución de la demanda agregada, del producto ($Y\downarrow$) y del nivel general de precios ($\pi\downarrow$).</p>
<p>Crédito</p> <p>-Canal de los préstamos bancarios</p> $M\downarrow \Rightarrow \text{Depósitos y reservas bancarias}\downarrow \Rightarrow \text{Préstamos bancarios}\downarrow \Rightarrow I\downarrow \Rightarrow Y\downarrow \Rightarrow \pi\downarrow$ <p>-Canal de las hojas de balance:</p> $M\downarrow \Rightarrow i\uparrow \Rightarrow P_e\downarrow \Rightarrow \text{Riesgo moral y selección adversa}\uparrow \Rightarrow \text{Préstamos}\downarrow \Rightarrow I\downarrow \Rightarrow Y\downarrow \Rightarrow \pi\downarrow$	<p>Se tienen dos canales de este tipo. Ante una postura contractiva ($M\downarrow$):</p> <ul style="list-style-type: none">-Disminuye los depósitos y reservas bancarias, y con ello, los recursos disponibles para prestar al público, lo que causaría una disminución de la inversión en bienes durables y de consumo, influyendo negativamente en la demanda agregada, el producto y la inflación.-Aumenta la tasa de interés nominal ($i\uparrow$), afectando la riqueza neta de las empresas vía la caída que genera en el precio de sus activos financieros ($P_e\downarrow$), aumentando los problemas de riesgo moral y selección adversa, con lo cual prestarán menos recursos, lo que incita a una

3 Bajo el supuesto Keynesiano de rigidez inflacionaria, en el que los precios a corto plazo no caen ante una disminución en la demanda o no suben ante un incremento de la misma.

	disminución en las inversiones, el producto y la inflación.
Tipo de cambio $M\downarrow \Rightarrow i_r \uparrow \Rightarrow E\downarrow \Rightarrow NX\downarrow \Rightarrow Y\downarrow \Rightarrow \pi\downarrow$	Una política monetaria contractiva ($M\downarrow$) provoca un aumento de las tasas de interés reales ($i_r\uparrow$), lo que conlleva a que los depósitos en moneda nacional se vuelvan más atractivos y a un incremento relativo del precio de los bienes domésticos, lo que se refleja en una apreciación del tipo de cambio ($E\downarrow$), disminuyendo así las exportaciones netas ($NX\downarrow$) y con ello el producto ($Y\downarrow$) y la inflación ($\pi\downarrow$).
Precio de otros activos $M\downarrow \Rightarrow Pe\downarrow \Rightarrow q\downarrow \Rightarrow I\downarrow \Rightarrow Y\downarrow \Rightarrow \pi\downarrow$ $M\downarrow \Rightarrow Pe\downarrow \Rightarrow w\downarrow \Rightarrow C\downarrow \Rightarrow Y\downarrow \Rightarrow \pi\downarrow$	Este opera a través de dos mecanismos: la teoría “q” de la inversión de Tobin (1969) ⁴ y la teoría del ciclo de vida de Modigliani (1971). Una postura expansiva ($M\downarrow$) hace que los bonos sean más atractivos que las acciones, causando que el precio de estas caiga ($Pe\downarrow$) y como consecuencia: -Una disminución de q ($q\downarrow$) y a su vez de la inversión ($I\downarrow$), siguiendo luego los demás esquemas. -Una disminución de la riqueza de los consumidores ($w\downarrow$), causando una reducción en el consumo ($C\downarrow$), producto ($Y\downarrow$) y la inflación ($\pi\downarrow$).
Expectativas	Este canal está vinculado al de las tasas de interés. En este caso, una

4 La teoría “q” de Tobin (1969) establece cómo la política monetaria afecta a la economía a través de los efectos en el valor de las acciones. Define “q” como la relación entre el valor de las acciones de las firmas en el mercado y el costo de reemplazo del capital físico.

$M\downarrow \Rightarrow P^e\downarrow \Rightarrow \pi^e\downarrow \Rightarrow i_r\uparrow \Rightarrow$ $I\downarrow \Rightarrow Y\downarrow \Rightarrow \pi\downarrow$	política monetaria contractiva ($M\downarrow$) puede disminuir las expectativas del nivel de precios ($P^e\downarrow$) y por lo tanto de la inflación esperada ($\pi^e\downarrow$), conduciendo con ello a un aumento de la tasa de interés real ($i_r\uparrow$), estimulando negativamente la inversión ($I\downarrow$) y, por ende, la demanda agregada, el producto ($Y\downarrow$) y los precios ($\pi\downarrow$).
---	---

Tabla 2: Evidencia internacional sobre canales de transmisión de la política monetaria

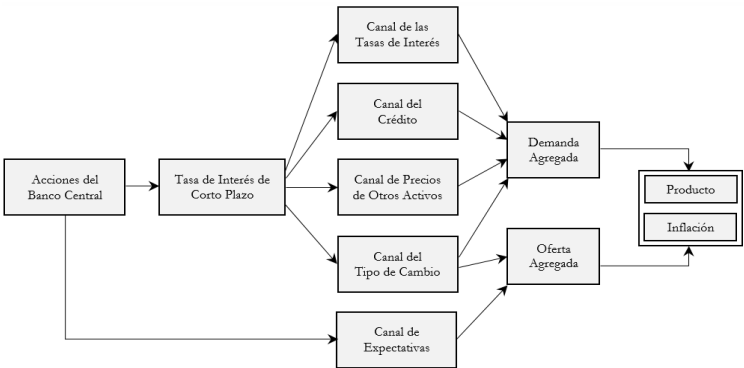
Canal	Autores	Principales resultados
Tasas de interés	Cook y Hanh (1998)	Un fuerte efecto de las tasas de los fondos federales (FFR) sobre el mercado de las tasas de interés en USA.
	Kuttner (2001)	Fuerte relación entre acciones de política improvisadas y el mercado de las tasas de interés en USA.
	Cochrane y Piazzesi (2002)	Evidencia de que las variaciones en la FFR están acompañadas por grandes cambios en las tasas de interés de largo plazo.
Crédito	Bernanke y Blinder (1988)	Trabajo pionero que sustenta la existencia de este canal. Muestran que la demanda de crédito se estaba volviendo más estable que la demanda de dinero ($M1$).
	Bernanke y Blinder (1989)	Establecen la existencia y efectividad del canal, sosteniendo que este descansa sobre la capacidad que

		tiene la política monetaria para modificar la prima de financiamiento externo.
	Bernanke y Gertler (1955)	Una política monetaria contractiva tiene un efecto negativo directo en las posiciones financieras de los prestatarios en USA.
Tipo de cambio	Taylor (1995)	Sostiene que la variabilidad en los tipos de cambio es una parte clave en el mecanismo de transmisión de la PM.
	Butkiewicz y Ozdogan (1988)	Una política monetaria contractiva que aprecia la moneda local disminuye el precio de los bienes importados, lo que se traduce en expectativas inflacionarias.
	Boivin, Kiley y Mishkin (2010); Tahir (2012)	La fortaleza del tipo de cambio está en función del régimen de política monetaria, la sensibilidad de los tipos de interés, el tamaño y apertura de la economía, la movilidad del capital y el intercambio entre bienes nacionales e importados.
Precio de otros activos	Afandi (2005)	El canal está relacionado con las hojas de balance, puesto que los precios de las acciones más bajos disminuyen el patrimonio neto de las empresas y hogares.
	Tahir (2012)	La participación de los hogares en el mercado de capitales, la generación de fondos por parte de las empresas y el desarrollo del mercado de valores nacional son los principales determinantes de la operatividad de este canal.

	Butkiewicz y Ozdogan (2009)	Señalan que el canal de los precios de los activos es más débil en los mercados en desarrollo que en economías desarrolladas.
Expectativas	Friedman (1968)	Los retrasos de la aparición de los efectos de la política monetaria a través de las expectativas pueden variar de un país a otro e incluso con el estado de la economía.
	Blinder (1998)	Resalta la importancia del canal, por el hecho de que una política monetaria exitosa surge como resultado de la gestión efectiva de las expectativas.
	Patrick y Ayodele (2017)	Las expectativas de los agentes económicos sobre cambios futuros en la tasa de política pueden afectar inmediatamente las tasas de interés a mediano y largo plazo, por lo que determinan el impacto de cualquier tasa de interés nominal.

Fuente: Elaboración propia

Gráfico 1: Mecanismo de transmisión de la política monetaria



Fuente: Elaboración propia, basada en fuentes (2006).

El canal de expectativas es considerado como aquel en que los efectos de la política monetaria aparecen más rápidamente, pero también el más ambiguo porque opera en base a las interpretaciones de los actores económicos con respecto al tipo de efecto que tendrá la política monetaria en la economía. Este se considera fundamental para el funcionamiento de todos los canales de transmisión de la política monetaria, puesto que los agentes económicos son prospectivos y racionales (Patrick y Ayodele, 2017).

Una parte de la literatura empírica que estudia el canal de expectativas como mecanismo de transmisión de la política monetaria se orienta a determinar cuál es la mejor *proxy* para representar este canal. En este punto, Wuryandani (2003) determina que los datos de la encuesta Business Activity Suvervy (SKDU), conducida por el Banco de Indonesia, es el mejor *proxy* para las expectativas de inflación y que se evidencia transmisión monetaria a través del mismo. De igual modo, Ang, Bekaert y Wei (2007) y Sosua y Yetman (2016) muestran que las mediciones de las expectativas de inflación basadas en encuestas a analistas profesionales brindan mejores pronósticos de inflación que cualquier otra alternativa que evalúan, con resultados menos sesgados.

2.3. Evidencia dominicana de los efectos y canales de transmisión de la política monetaria

Al igual que la literatura internacional, la evidencia local sostiene que los efectos de la política monetaria son heterogéneos, dependiendo del esquema de metas y el instrumento de política. En este contexto, Grautereaux y Ruiz (2006) muestran la no neutralidad del dinero en el corto plazo utilizando indicadores monetarios, encontrando efectos positivos del M1 en

la economía real. Luego, con el uso de la tasa de interés interbancaria, se obtienen respuestas contractivas del producto y la inflación ante un choque de política monetaria contractivo (Jiménez, Paredes y Ramírez, 2014). Más recientemente, Checo y Camacho (2018) obtienen que el cambio al EMI redujo la volatilidad de la inflación, crecimiento y tasa de interés, con efectos significativos desde el primer trimestre ante un choque de política monetaria.

Referente a los canales de transmisión de la política monetaria, la literatura empírica nacional podría considerarse incipiente. La tabla 3 expone un resumen general de los principales hallazgos sobre el tema, siendo el canal de la tasa de interés el más estudiado.⁵ La evidencia sostiene un traspaso completo de la TPM hacia las tasas de interés de mercado (Andújar 2009, González 2010), el cual es heterogéneo entre bancos (Michel y Díaz, 2015) y más rápido para las tasas activas que para las pasivas (Grigoli y Mota, 2015). De igual modo, la literatura sustenta la existencia de los canales de crédito y tipo de cambio. En el primero, se tienen efectos diferenciados en función al tamaño de los bancos, liquidez y nivel de capitalización (Bencosme 2007, Pascual 2012). En el segundo, se obtiene un impacto considerable del tipo de cambio sobre la inflación (Hernández 2006, Vásquez 2006).

Al momento de iniciar este trabajo, no se tenía evidencia empírica sobre el canal de precios de otros activos y el de expectativas. Este estudio hace un intento de indagar sobre este último canal. Además de ello, se presenta un método para medir la importancia relativa de los canales que se estudian, con miras a determinar cuáles tienen más incidencia para transmitir

5 Esta revisión no pretende ser extensa. Se recomienda consultar el trabajo de Fuentes (2006), quien se enfoca en realizar una revisión sistemática más exhaustiva de los mecanismos de transmisión en la República Dominicana.

los efectos de la política monetaria sobre la actividad económica y la inflación.

Tabla 3: Evidencia nacional sobre efectos y canales de transmisión de la política monetaria

Tópico	Autores	Principales resultados
Efectos de la política monetaria	Gratereaux y Ruiz (2006)	Muestran que el dinero no es neutral en el corto plazo en la economía dominicana. Efectos positivos del agregado monetario M1 en la actividad económica real.
	Jiménez, Paredes y Ramírez (2014)	El producto y la inflación tienen una respuesta negativa ante un choque de política monetaria contractiva, con respuestas máximas en el primer año.
	Checo y Camacho (2018)	Con el EMI se evidencia un cambio estructural en la función de reacción de la PM, disminuyendo la volatilidad de la inflación, crecimiento y tasa de interés.
Canal de tasas de interés	Williams (2001)	Encuentra que aumentos en las tasas de interés se asocian con caídas en la inflación, aunque una baja influencia sobre el comportamiento del PIB.
	Andújar (2009)	Los resultados sostienen la existencia de este canal y que el mismo es completo en el largo plazo para las tasas activas, aunque incompleto para las tasas pasivas.
	González (2010)	Evidencia de que las tasas de mercado de corto plazo tienen un fuerte impacto sobre las de plazo, además de un efecto importante y persistente

		de las variaciones de las tasas activas sobre la demanda agregada.
	Grigoli y Mota (2015)	Encuentran evidencia de un traspaso completo a las tasas de interés, confirmando la eficiencia del mecanismo de transmisión de la política monetaria, además de un traspaso más rápido a las tasas de préstamos que a las de depósitos.
	Michel y Díaz (2015)	Se evidencia que el traspaso es heterogéneo entre bancos, siendo completo para las tasas de interés activas e incompleto para las tasas de interés pasivas. Además, la TPM tiene las características de una variable superexógena.
Canal del crédito	Santana (2004)	Las estimaciones sugieren la existencia del canal para RD, con un efecto diferenciado sobre el crecimiento del nivel de préstamos dependiendo del tamaño de los bancos, siendo más pronunciado en el caso de los bancos pequeños.
	Bencosme (2007)	Existencia del canal operando principalmente a través de préstamos de consumo; efectos diferenciados de la política monetaria sobre el volumen de préstamos otorgados en función de la liquidez y tamaño de los bancos.
	Pascual (2012)	Los resultados confirman la existencia del canal y que las medidas de política monetaria tienen un efecto diferenciado en la oferta de préstamos de los bancos de acuerdo a características como el tamaño, liquidez y nivel de capitalización.

Canal del tipo de cambio	Fuentes (2006)	Señala que todos los estudios sobre este canal que se habían realizado hasta la fecha señalan la existencia de un alto traspaso a la inflación.
	Hernández (2006)	Valida la importancia del tipo de cambio en la inflación, con un coeficiente traspaso de 0.86 en el largo plazo. Concluye que es una variable débilmente exógena.
	Vásquez (2006)	Evidencia de un impacto del tipo de cambio en la inflación, con un coeficiente traspaso de largo plazo de 0.82.

Fuente: Elaboración propia.

3. Metodología

Los modelos implementados en este estudio se basan en la metodología de Vectores Autorregresivos Estructurales (SVAR). En estos se utiliza teoría económica para establecer las relaciones contemporáneas (o futuras) entre las variables, requiriendo de supuestos de identificación que permiten que las correlaciones se interpreten causalmente.

Partiendo de una configuración inicial, se utiliza un modelo SVAR de siete variables, similar al utilizado por Kim y Roubini (2000) y Parrado (2001), para representar una economía pequeña, abierta y en desarrollo, incluyendo un bloque de variables extranjeras.⁶ El modelo básico VAR de esta investigación asume que la economía dominicana está representada con la siguiente forma estructural:

6 La mayor parte de las series en este trabajo, a diferencia de los citados, se expresan en tasa de crecimiento interanual. Por otro lado, se considera en este estudio el tipo de cambio nominal en lugar del tipo de cambio real y otras restricciones contemporáneas relacionadas a esta variable

$$B_0 Y_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 Y_{t-1} + \Gamma_2 X_t + e_t \quad (1)$$

donde B_0 es la matriz $n \times n$ que contiene las relaciones contemporáneas entre las variables del modelo, Γ_0 es la matriz $n \times 1$ de coeficientes constantes (interceptos), Γ_1 y Γ_2 son matrices polinomiales $n \times n$ y $n \times k$ de coeficientes de pendiente autorregresivos.⁷ Y_t es un vector $n \times 1$ de variables domésticas endógenas de interés que puede ser dividido en dos bloques: un vector de variables no políticas y un vector de variables de política. Se asume que las variables de política son controladas por el Banco Central. X_t es un vector $k \times 1$ de variables extranjeras exógenas de interés, y e_t es un vector $n \times 1$ de choques estructurales con $E(e_t) = 0$ y $E(e_t e_t') = \Psi$ (donde Ψ denota una matriz diagonal). Los elementos de la matriz diagonal representan varianzas de los choques estructurales y se asume que no se encuentran correlacionados serialmente.

Si B_0 es invertible, la estimación de la ecuación en forma reducida del modelo estructural (1) se puede escribir como:

$$Y_t = C + A Y_{t-1} + B X_t + u_t \quad (2)$$

siendo u_t un vector de residuos VAR con $E(u_t) = 0$ y $E(u_t u_t') = \Sigma$. Este vector se puede obtener estimando las n

7 Se sugiere al lector consultar el libro de texto de Hamilton (1994) si requiere profundizar sobre el tema.

ecuaciones de la ecuación (2) con el uso de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Los sistemas de ecuaciones de forma estructural y de forma reducida se relacionan mediante:

$$C = B_0^{-1}\Gamma_0 \quad A = B_0^{-1}\Gamma_1 \quad B = B_0^{-1}\Gamma_2 \quad (3)$$

Además, el vector de choques estructurales y el de residuos VAR de la forma reducida quedan relacionados por medio de:

$$u_t = B_0^{-1}e_t \quad (4)$$

lo cual implica que,

$$\begin{aligned} E(u_t u_t') &= B_0^{-1}(e_t e_t')B_0^{-1} \\ \Sigma &= B_0^{-1}\Psi B_0^{-1} \end{aligned} \quad (5)$$

Dada la estimación en forma reducida, se pueden estimar los parámetros de la ecuación estructural de varias maneras. Sin embargo, para esto se requiere la imposición de restricciones en los elementos de la matriz B_0 . Los estudios que han utilizado la metodología VAR han empleado varios métodos de restricción en base a la teoría económica y preferencias de modelos. Una parte de estos se basan en la identificación ortogonal a través de la descomposición de Cholesky (por ejemplo, Sims, 1980a), pero este enfoque asume un único método recursivo; el ordenamiento de las variables cambia las estimaciones. Por otro lado, otro grupo utiliza y recomienda un método genera-

lizado con una estructura no recursiva, imponiendo restricciones solamente en los parámetros estructurales contemporáneos (Bernanke, 1986; Blanchard y Watson, 1986; Kim y Roubini, 2000, entre otros).

Las estimaciones de B_0 y Ψ se pueden obtener a través de la estimación de la matriz de covarianzas Σ , la cual se puede calcular con la técnica de máxima verosimilitud. El lado derecho de la ecuación (4) tiene $n \times (n+1)$ parámetros libres que requieren ser estimados. Ya que Σ contiene $n \times (n+1) / 2$ parámetros, se requieren al menos $n \times (n+1) / 2$ restricciones en el sistema. Si se normalizan cada uno de los n elementos diagonales de B_0 a 1, entonces se requerirán al menos $n \times (n-1) / 2$ restricciones sobre B_0 para lograr la identificación. En modelos VAR con descomposición de Cholesky, en los que se asume que B_0 es una matriz triangular inferior, se obtiene un modelo exactamente identificado. Sin embargo, si se tienen suficientes restricciones $n \times (n-1) / 2$ la modelación de B_0 usando SVAR puede tomar cualquier estructura.

A continuación, se detallan las estrategias de identificación que se utilizan. Para estas se optaron por métodos no recursivos debido a las ventajas que expone la teoría con este tipo de identificación y los resultados plausibles encontrados en la evidencia empírica.

3.1. Estrategia de identificación de los efectos de la política monetaria

El primer grupo de modelos que buscan medir los efectos directos de la política monetaria sobre las variables económicas analizadas está compuesto por el siguiente bloque de variables:

$$[WOP, IMAE, IPC, FFR[\rho], TII, M1, TCN] \quad (6)$$

Siendo:

<i>WOP</i>	: Precio mundial del petróleo	<i>TII</i>	: Tasa de interés interbancaria
<i>IMAE</i>	: Indicador mensual de la actividad económica	<i>M1</i>	: Agregado monetario M1
<i>IPC</i>	: Índice de precios al consumidor	<i>TCN</i>	: Tipo de cambio nominal
<i>FFR</i>	: Tasa de los fondos federales de EUA	ρ	: Indicador riesgo país-EMBI ⁸

Del bloque anterior, $Y_t = [IMAE, IPC, TII, M1, TCN]$ es el vector de variables endógenas correspondiente a las variables domésticas, conformado por variables no políticas $[IMAE, IPC]$ que caracterizan el estado de la economía, y variables relacionadas a la política monetaria $[TII, M1, TCN]$, donde se considera como único instrumento la tasa de interés

8 El riesgo país es un indicador elaborado por el JP Morgan que mide la diferencia en tasas de interés que pagan los bonos del Tesoro de Estados Unidos contra las del resto de los países. Este cálculo lo realiza por intermedio de su índice EMBI, siendo específico para cada nación.

interbancaria (TII). Por otro lado, el vector de variables extranjeras exógenas $X_t = [WOP, FFR[\rho]]$ refleja factores externos relevantes que pueden afectar la economía dominicana.

El bloque de variables señalado se emplea en dos modelos distintos: en el primero se utiliza como variable externa (además del precio mundial del petróleo) la tasa de los fondos federales, mientras que en el segundo se utiliza el indicador riesgo país en su lugar. No obstante, la estructura de los modelos y la estrategia de identificación son análogas.

Las restricciones que se implementan sobre los parámetros son únicamente de tipo contemporáneas, similar a las establecidas por Kim y Roubini (2000) y Parrado (2001), no se impondrán sobre los parámetros estructurales rezagados.⁹ La estructura de esta identificación se resume en el siguiente sistema:

$$\begin{bmatrix} e_{WOP} \\ e_{IMAE} \\ e_{IPC} \\ e_{FFR[\rho]} \\ e_{TII} \\ e_{M1} \\ e_{TCN} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{41} & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{51} & 0 & 0 & a_{54} & 1 & 0 & a_{57} \\ 0 & a_{62} & a_{63} & 0 & a_{65} & 1 & 0 \\ a_{71} & a_{72} & a_{73} & a_{74} & a_{75} & a_{76} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{WOP} \\ u_{IMAE} \\ u_{IPC} \\ u_{FFR[\rho]} \\ u_{TII} \\ u_{M1} \\ u_{TCN} \end{bmatrix} \quad (7)$$

donde e_{WOP} , e_{IMAE} , e_{IPC} , $e_{FFR[\rho]}$, e_{TII} , e_{M1} , y e_{TCN} son choques estructurales de oferta externa, demanda interna, precios, tasa de interés externa (o premio por riesgo), tasa de interés interna, demanda de dinero y tipo de cambio nominal

9 Se incluye una relación contemporánea adicional para el tipo de cambio nominal.

respectivamente. Mientras que u_{WOP} , u_{IMAE} , u_{IPC} , $u_{FFR[\rho]}$, u_{TII} , u_{M1} , y u_{TCN} son las innovaciones residuales correspondientes.

El esquema de identificación implementado se basa en las siguientes particularidades, supuestos y justificaciones:

1. La primera variable del sistema es el precio mundial del petróleo, ya que es la variable más exógena al no depender de ninguna variable interna o externa.¹⁰ Con la inclusión de esta variable se captan los choques inflacionarios de oferta externa, evitando así una identificación errónea del VAR con los choques de política monetaria y el nivel de precios.
2. Se considera que el IMAE solo depende de manera contemporánea del precio mundial del petróleo (choques de oferta) y de innovaciones en ella misma. Se asume que el nivel de precios, la tasa de interés externa (o riesgo país), la tasa de interés interna (TII), el agregado monetario M1 y el tipo de cambio nominal no afectan contemporáneamente la actividad económica real. La literatura justifica este supuesto considerando que las firmas no cambian su producción y precios inmediatamente en el mismo mes ante cambios inesperados en las condiciones financieras o en la política monetaria, debido a la inercia y demora en la planificación o ajustes de costos; pero sí lo hacen en respuesta a los precios del petróleo ya que es un insumo crucial para la mayoría de los sectores económicos (Kim y Roubini, 2000).
3. El nivel de precios solo se ve afectado contemporáneamente por el precio mundial del petróleo (por la razón

10 La inclusión del precio mundial del petróleo o de los *commodities* se recomienda desde el trabajo de Sims (1992) como una manera de eliminar el *puzzle* de precios que se encontraban en los VAR de política monetaria hasta entonces.

expuesta en el punto 2) y por el nivel de actividad económica. Se asume que los aumentos de la demanda agregada generan un impacto sobre el nivel de precios en el mismo periodo. En adición, se considera que el *pass-through* del tipo de cambio nominal sobre la inflación no es inmediato, sino que requiere de al menos un periodo, debido por ejemplo a rigideces por costos de menú o inercia a la Calvo.

4. Se asume que las variables externas (FFR, ρ), las cuales reflejan condiciones internacionales, solo dependen de manera contemporánea del precio mundial del petróleo y de ellas mismas. En el caso de la FFR, se justifica porque la Reserva Federal de los Estados Unidos incrementa la tasa de los fondos federales ante choques inflacionarios. Por otro lado, al ser la República Dominicana una economía pequeña, se toma que las variables domésticas no afectan, al menos contemporáneamente, estas variables externas. Con respecto al EMBI, los mercados emergentes tienen gran dependencia de los precios del petróleo, y estas variaciones conllevan a reconsiderar los análisis de riesgos y retornos de estas economías.
5. Se considera que el BCRD solo ajusta la TPM de manera contemporánea con las innovaciones externas (FFR, ρ)¹¹, el precio mundial del petróleo y el tipo de cambio nominal, por la disponibilidad contemporánea de estas informaciones. Este no es el caso para el índice mensual de actividad económica mensual y el nivel de precios, que por lo general tienen un rezago de información, siendo

11 Las variables externas (FFR o ρ) se incluyen en el modelo para controlar el componente de la política monetaria que reacciona a las innovaciones externas

natural suponer que estas informaciones no inciden contemporáneamente en las decisiones de política.¹² Por último, se entiende que el BCRD no prioriza de manera contemporánea las variaciones en el agregado monetario.

6. Se supone una demanda de dinero convencional, donde la misma depende del ingreso real, el nivel de precios y la tasa de interés interbancaria inclusive de manera temporal, no así con las demás variables.
7. Finalmente, la especificación en este modelo asume que todas las variables tienen efectos contemporáneos sobre el tipo de cambio nominal. La inclusión del tipo de cambio en modelos de este tipo es apropiada para controlar los componentes de las variaciones de las tasas de interés que son respuestas sistemáticas a la depreciación de la moneda nacional, lo que favorece una mejor identificación de los choques de política monetaria (Kim y Roubini, 2000).

Resumiendo, los choques estructurales se componen de cuatro bloques: 1) mercado monetario, que incluye las ecuaciones de oferta y demanda de dinero [TII, M1]; 2) mercado de bienes domésticos, que incluye las ecuaciones del IMAE e IPC; 3) choques exógenos, compuesto por las ecuaciones del precio mundial del petróleo (WOP) y de las condiciones financieras internacionales (FFR, ρ); y, 4) la ecuación con factores que inciden en el valor de mercado del tipo de cambio nominal.

12 Las informaciones de las variables externas se calculan diariamente en el mercado internacional. El Banco Central cuenta con esta información y con la del tipo de cambio nominal de manera contemporánea al momento de ajustar la tasa de política monetaria (TPM). Las informaciones mensuales del IMAE e IPC por lo general están disponibles en el mes posterior.

3.2. Estrategia de identificación para los canales de transmisión

La segunda estructura del modelo que se estudia incluye los canales de transmisión de la política monetaria, utilizando en cada caso una variable *proxy* que los represente. Esta se basa en una extensión del primer grupo analizado, con la inclusión de tres variables adicionales que se añaden al final del bloque.¹³ De esta manera, el bloque tiene la siguiente composición:

$$[WOP, IMAE, IPC, FFR, TII, M1, C^{TCN}, C^{TI}, C^C, C^E] \quad (8)$$

Siendo:

C^{TI} : Canal de la tasa de interés, representado por la tasa de interés activas en moneda nacional de los bancos múltiples, considerando el promedio ponderado.

C^C : Canal del crédito, representado por la variable del total de préstamos otorgados al sector privado.

C^E : Canal de expectativas, representado por la serie de expectativas de inflación 12 meses.

Estas tres variables, junto con el tipo de cambio nominal que se había incluido en el modelo anterior (C^{TCN}), representan cuatro de los cinco canales de transmisión de la política monetaria que sostiene la literatura. El canal del precio de los activos no se estudia empíricamente en este trabajo debido al

13 Como se expone más adelante, los criterios de información de las estimaciones de los modelos base favorecen el uso de la tasa de los fondos federales (FFR) en lugar del EMBI, mostrando el primero un mayor ajuste en general, especialmente para la actividad económica y el nivel de precios. Por esta razón, para los modelos siguientes se considera el modelo base que incluye la FFR.

limitado registro histórico e indicadores que puedan representar este canal para la muestra considerada, lo cual está relacionado al incipiente desarrollo del mercado de capitales en la nación.

De manera similar al supuesto 7 del tipo de cambio en los primeros modelos, se asume que las variables domésticas y externas tienen efectos contemporáneos sobre los demás canales de transmisión en la manera en que se detallan en el sistema descrito debajo, incluyendo impactos contemporáneos entre ellos mismos; esto así para permitir que los resultados “hablen por sí mismos”. De igual modo, se considera que el BCRD no ajusta contemporáneamente su tasa de política monetaria con la información de estos canales por el tema de la disponibilidad de información completa. Más bien, se permite que estos canales sí respondan inmediatamente a los choques de política monetaria.

La identificación de las nuevas variables sigue un esquema recursivo lógico en función del grado de endogeneidad, considerando las expectativas como la variable más endógena en cuanto a choques contemporáneos. La estructura de esta identificación se resume en el siguiente sistema:

$$\begin{bmatrix} e_{WOP} \\ e_{IMAE} \\ e_{IPC} \\ e_{FFR} \\ e_{TH} \\ e_{M1} \\ e_{CTCN} \\ e_{CT} \\ e_{CC} \\ e_{CE} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{41} & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{51} & 0 & 0 & a_{54} & 1 & 0 & a_{57} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & a_{62} & a_{63} & 0 & a_{65} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{71} & a_{72} & a_{73} & a_{74} & a_{75} & a_{76} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{81} & a_{82} & a_{83} & a_{84} & a_{85} & a_{86} & a_{87} & 1 & 0 & 0 \\ a_{91} & a_{92} & a_{93} & a_{94} & a_{95} & a_{96} & a_{97} & a_{98} & 1 & 0 \\ a_{101} & a_{102} & a_{103} & a_{104} & a_{105} & a_{106} & a_{107} & a_{108} & a_{109} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{WOP} \\ u_{IMAE} \\ u_{IPC} \\ u_{FFR} \\ u_{TH} \\ u_{M1} \\ u_{CTCN} \\ u_{CT} \\ u_{CC} \\ u_{CE} \end{bmatrix} \quad (9)$$

Como se tienen mayor cantidad de restricciones que las mínimas requeridas ($n \times (n-1) / 2$), la modelación de la matriz contemporánea B_0 anterior usando SVAR puede tomar cualquier estructura, incluyendo la señalada previamente, no afectando el orden de ubicación de las variables.

Ahora, los choques estructurales estarían compuestos por cuatro bloques: 1) mercado monetario, que incluye las ecuaciones de oferta y demanda de dinero [TII, M1]; 2) mercado de bienes domésticos, que incluye las ecuaciones del IMAE e IPC; 3) choques exógenos, compuesto por las ecuaciones del precio mundial del petróleo (WOP) y la tasa de interés externa (FFR), y 4) el bloque de los canales de transmisión [C^{TCN} , C^{TI} , C^C , C^E].

Este modelo extendido se construye con la finalidad posterior de medir la importancia relativa de los cuatro canales de transmisión que se estudian, en su rol de transmitir los efectos de la política monetaria sobre la actividad económica y la inflación. Este modelo se denomina como *Benchmark*.

3.3. Una medida de la importancia relativa de los canales de transmisión

La importancia relativa de los diferentes canales de transmisión de la política monetaria se estudia con el uso de experimentos contrafactuales. El punto de partida para esta tarea fue la metodología empleada por Ramey (1993), Endut, Morley y Tien (2015) y Quintero (2015), la cual se describe a continuación.

Primero, con base al modelo SVAR ampliado y especificado anteriormente, se estiman los parámetros y se obtienen

dos funciones de impulso respuesta (*benchmarks*) ante un choque de la política monetaria sobre la actividad económica y la inflación. Luego, un canal es desconectado asumiendo que la variable relacionada con dicho canal ahora es exógena (o lo que es lo mismo, que los coeficientes de la respuesta dinámica de dicha variable son cero en la versión restringida del modelo SVAR ampliado con canales) y se estiman las nuevas funciones de impulso respuesta.

Las distancias obtenidas entre las versiones de referencia (*benchmarks*) y las restringidas reflejan la importancia relativa de cada canal en la transmisión de la política monetaria. Un gran cambio en la función de impulso respuesta de la actividad económica o de la inflación implica que el canal que fue desconectado era una parte importante en el mecanismo de transmisión de la política monetaria. Por el contrario, mientras más cerca esté la función de impulso respuesta restringida a la del modelo *benchmark*, menos importante será el canal.

En términos matemáticos, sea $\theta_{Y,s}^B$ la función de impulso respuesta del modelo *benchmark* para la actividad económica o la inflación, y $\theta_{Y,C,s}^R$ la función impulso respuesta del modelo restringido desconectando un canal de transmisión C, la medida de la importancia relativa de este canal en el horizonte “s”, en términos de valor absoluto, vendría dada por:¹⁴

$$IRC_s = \left| \theta_{Y,s}^B - \theta_{Y,C,s}^R \right| \quad (10)$$

14 En este estudio se incluye la variante de considerar la distancia en términos de valor absoluto, a diferencia de los trabajos citados.

Las estimaciones del modelo ampliado y de los modelos restringidos, así como las funciones de impulso respuesta señaladas, se presentan en la sección 5 y anexos. Un análisis de descomposición de varianza para el IMAE e IPC se realiza para inferir el porcentaje de volatilidad que registran estas series ante choques en los canales de transmisión y las demás variables.

4. Datos

Debido a que las metas cuantitativas que se establecen en el Esquema de Metas de Inflación (EMI) son definidas en función de la variación interanual del Índice de Precios al Consumidor (IPC), todas las variables que se incluyen en los modelos se expresaron en formato de crecimiento interanual (exceptuando FFR, TII, C^{TI} y C^E), lo que permitirá obtener resultados con interpretaciones económicas en términos porcentuales que son de mayor provecho para los objetivos de la política monetaria en el país.

Las variables utilizadas son de frecuencia mensual en el periodo comprendido entre enero 2006 a diciembre 2018. Se optó por esta muestra por la disponibilidad de información, además de que la misma extrae los periodos asociados a la crisis financiera del 2003, en el que las variables mostraron altas volatilidades. Para el caso de los modelos para medir la importancia relativa de los canales de transmisión, las estimaciones se hacen a partir de enero 2008 por la limitante de datos en el canal de expectativas.

En la tabla 3 se indican las variables utilizadas, su formato y las fuentes de donde se obtuvieron los datos. En anexos A1 y A2 se presentan las evoluciones históricas de las series en niveles y las estadísticas descriptivas respectivamente.

Tabla 3: Variables utilizadas y fuentes de recolección

Variable	Descripción	Fuente
WOP	Precio mundial del Petróleo, tomando como referencia el WTI (crecimiento interanual)	Federal Reserve Economic Data (FRED) del Banco de la Reserva Federal de St. Louis
FFR	<i>Federal funds rate</i> (tasa de interés de los fondos federales)	
EMBI	Premio por riesgo (crecimiento interanual)	Bloomberg
IMAE/ IMAE ⁱ	Índice Mensual de Actividad Económica agregado/por sectores de origen (crecimiento interanual)	BCRD
IPC/ IPC ⁱ	Índice de Precios al Consumidor agregado/por grupos de bienes y servicios (crecimiento interanual)	
TII	Tasa de interés interbancaria	
M1	Agregado monetario M1 (crecimiento interanual)	
C ^{TCN}	Tipo de cambio nominal (crecimiento interanual)	
C ^{TI}	Canal de la tasa de interés, utilizando como <i>proxy</i> la serie de tasa de interés activa ponderada de los bancos múltiples	
C ^C	Canal del crédito, utilizando como <i>proxy</i> la serie del total de préstamos otorgados por las entidades financieras (crecimiento interanual)	
C ^E	Canal de expectativas, utilizando como <i>proxy</i> la serie de expectativas de inflación 12 meses de la EEM.	

Fuente: Elaboración propia.

La estrategia para obtener los efectos disgregados de la política monetaria consiste en estimar varios modelos reemplazando cada índice de actividad o precio por sector (IMAEⁱ, IPCⁱ) en el lugar correspondiente del modelo especificado en la ecuación (1), el bloque de variables (6) y las restricciones en el sistema (7).

La actividad económica mensual por sectores económicos se consigue transformando las correspondientes series de frecuencia trimestral a mensual utilizando un método de frecuencia cuadrático y tipo de *match* promedio. Se verifica que el promedio de los meses que conforman un trimestre iguala el valor trimestral.

Las variables *proxy* de los canales de transmisión se seleccionaron en base a la literatura y evidencia empírica tanto nacional como internacional. Como se expuso anteriormente, a nivel nacional existe evidencia significativa sobre la existencia del canal de las tasas de interés, tipo de cambio y crédito, no obstante, la literatura local sobre la existencia del canal de expectativas es escasa. A pesar de esto, se toma la iniciativa de incluir una variable representativa y analizar sus efectos e importancia en la transmisión de los choques de la política monetaria.

En el país, las expectativas de inflación son recogidas por la “Encuesta de Expectativas Macroeconómicas (EEM)”, la cual se realiza a varios tipos de agentes y analistas económicos. Esta recopila información de las expectativas sobre la evolución de las principales variables macroeconómicas, entre estas la tasa de política monetaria, el tipo de cambio, la inflación y el crecimiento del PIB, considerando varios horizontes de proyección. La misma se realiza con periodicidad mensual y los resultados están disponibles desde el 2007.

Varias razones justifican el uso de la serie de expectativas de inflación para representar este canal: 1) La importancia explícita que expone la literatura sobre las expectativas de inflación en específico en la transmisión de los efectos de la política monetaria; 2) Los ensayos realizados para esta investigación;¹⁵ y,

15 Utilizando la serie expectativas de inflación 12 meses, los resultados reflejaron mejor bondad de ajuste en comparación que con las demás series de expectativas.

3) La literatura empírica internacional, siguiendo a Wuryandani (2003), Ang, Bekaert y Wei (2007) y Sosua y Yetman (2016).

Las pruebas de estacionariedad para las variables en la tabla 3 se presentan en el anexo A3.¹⁶ De estas, solo la TII y el M1 fueron transformadas en estacionarias extrayendo su tendencia con el filtro de Hodrick-Prescott.

No se consideran ajustes por estacionalidad en las series por ser minúsculos, lo cual yace en el hecho de que se las variables se toman en formato de variación interanual, donde se eliminaron sustancialmente los componentes de estacionalidad.¹⁷ La evolución histórica de la versión final de las series que se consideran en las estimaciones se ilustra en el anexo A4, mientras que en la tabla 4 se presentan las estadísticas descriptivas.

Tabla 4: Estadísticas descriptivas de las series transformadas usadas en los modelos

Variable	Mínimo	Media	Mediana	Máximo	Desv. Est.	Asimetría	Curtosis
WOP	-59.02	7.33	7.92	98.37	35.39	0.2783	3.0066
IMAE	-4.32	5.68	6.51	15.47	3.69	-0.5852	3.5080
IPC	-1.57	4.74	4.16	14.58	3.20	0.7140	3.3636
FFR	0.07	1.23	0.19	5.26	1.75	1.4558	3.5692
EMBI	-74.77	16.14	-6.72	693.43	96.02	4.1838	25.3917
TII	-2.94	0.00	-0.03	6.13	1.52	1.6764	7.9118
M1	-19.08	0.00	-0.02	17.68	7.05	-0.3130	3.5711
TCN	-2.50	3.97	3.38	18.46	3.03	2.1010	9.5830
C ^{TI}	10.74	15.42	14.67	25.17	2.96	1.2789	4.5593
C ^C	5.15	13.87	12.91	28.15	4.67	0.9260	3.7039
C ^E	2.40	5.39	5.42	11.61	1.95	0.7829	3.6124

Fuente: Elaboración propia.

-
- 16 Aunque no se incluyen en el anexo las pruebas para las series de los canales de transmisión e índices IPC o IMAE por grupos, los resultados reflejan que los modelos son estables con estas series en el formato indicado en la tabla 3. No fue necesario aplicar alguna transformación a las series que representan los canales de transmisión.
- 17 Al realizar el ejercicio de comparar las series ajustadas por estacionalidad (método Census X12-Arima) con las versiones no ajustadas, las estructuras son básicamente las mismas.

Para la muestra analizada, las variables externas como el precio mundial del petróleo y el premio por riesgo son las series que presentan mayor dispersión. Con relación a las variables domésticas, el índice mensual de actividad económica registró un crecimiento interanual promedio de 5.68% y el índice de precios al consumidor de 4.74%, encontrándose este valor dentro del rango meta vigente del Banco Central. Por su lado, el tipo de cambio nominal reflejó un crecimiento máximo de 18.46%, con una media de 3.97% de variación interanual. La tasa activa ponderada de los bancos múltiples alcanzó un máximo de 25.17%, el crecimiento interanual de los préstamos otorgados un promedio de 13.87% y las expectativas de inflación una media 5.39%.

Los canales de transmisión que presentan menor dispersión en los datos, considerando sus variables de representación, son el de expectativas y el de las tasas de interés, lo que de antemano hace suponer que existe un estrecho vínculo en estos. Aunque varias series presentan valores de curtosis cercanos a los de una distribución normal, las estadísticas muestran que la mayor concentración de datos se ubica a la izquierda de la media.

4.1. Sectores productivos y grupos de bienes y servicios

Los sectores económicos o productivos son las distintas desagregaciones de la actividad económica, atendiendo al tipo de proceso que se desarrolla. En la tabla 5 se presentan los sectores económicos en la República Dominicana y sus participaciones en el Producto Interno Bruto (PIB) al año 2018.

Los cinco sectores de mayor contribución al PIB para el 2018 fueron: construcción, manufactura local, comercio, transporte y almacenamiento, y actividades inmobiliarias y de alquiler. Por lo general, la ponderación histórica de los sectores

económicos ha presentado poca variación con relación a las presentadas en la tabla 5.

En el gráfico 2 se muestra la incidencia histórica de los sectores económicos al crecimiento interanual del Producto Interno Bruto, en frecuencia trimestral. Generalmente, la mayor participación se ha atribuido a los sectores de servicios, construcción y manufactura local, donde se distingue una reactivación de estos dos últimos sectores a partir de mediados del 2013.

Los grupos de bienes y servicios del país que son considerados en el cálculo del Índice de Precios al Consumidor (IPC) y su ponderación en la canasta representativa local se exponen en la tabla 6. Los cinco grupos de mayor participación son: alimentos y bebidas no alcohólicas, transporte, vivienda, restaurantes y hoteles, y bienes y servicio diversos. Estas ponderaciones han permanecido invariables desde el 2011.¹⁸

Tabla 5: Participación sectores económicos al PIB en República Dominicana (2018)

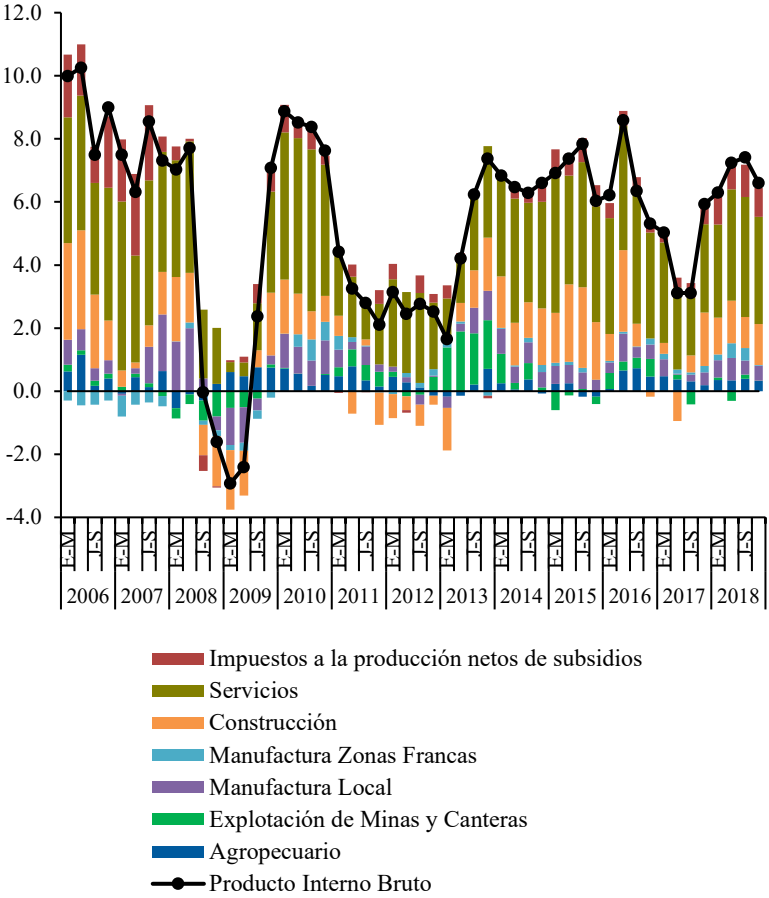
Sectores Económicos	Acumulado 2018 (millones RD\$)	Pondera- ción
Agropecuario	221,138.9	5.49%
Industrias	1,039,735.1	25.83%
Explotación de Minas y Canteras	71,367.7	1.77%
Manufactura Local	395,669.4	9.83%
Manufactura Zonas Francas	132,661.5	3.30%
Construcción	440,036.5	10.93%
Servicios	2,455,349.6	61.00%
Energía y Agua	84,739.8	2.11%

18 Las ponderaciones actuales provienen de la ENIGH 2007; sin embargo, para los años 2006-2010 se utilizaba las de la base 1999.

Comercio	340,287.7	8.45%
Hoteles, Bares y Restaurantes	305,168.2	7.58%
Transporte y Almacenamiento	331,215.6	8.23%
Comunicaciones	43,621.5	1.08%
Intermediación Financiera, Seguros y AC	180,020.9	4.47%
Actividades Inmobiliarias y de Alquiler	313,325.9	7.78%
Enseñanza	236,150.3	5.87%
Salud	136,651.5	3.39%
Otras Actividades de Servicios de Mercado	288,115.8	7.16%
Adm. Pública y Defensa; SS Afiliación Oblig. y OS	196,052.5	4.87%
Valor Agregado	3,716,223.6	92.33%
Impuestos a la producción netos de subsidios	308,868.8	7.67%
Producto Interno Bruto	4,025,092.4	100.00%

Fuente: Elaboración propia con datos publicados por el BCRD (8 de abril 2019).

Gráfico 2: Incidencia histórica sectores económicos a variaciones inter-
anuales del PIB



Fuente: Elaboración propia con datos publicados por el BCRD (8 de abril 2019).

La incidencia histórica de los grupos de bienes y servicios a la variación interanual del índice de precios al consumidor (inflación) se presentan en el gráfico 3, en frecuencia mensual. De este se deduce que los mayores aportes a la inflación han sido principalmente por las variaciones en los grupos de alimentos

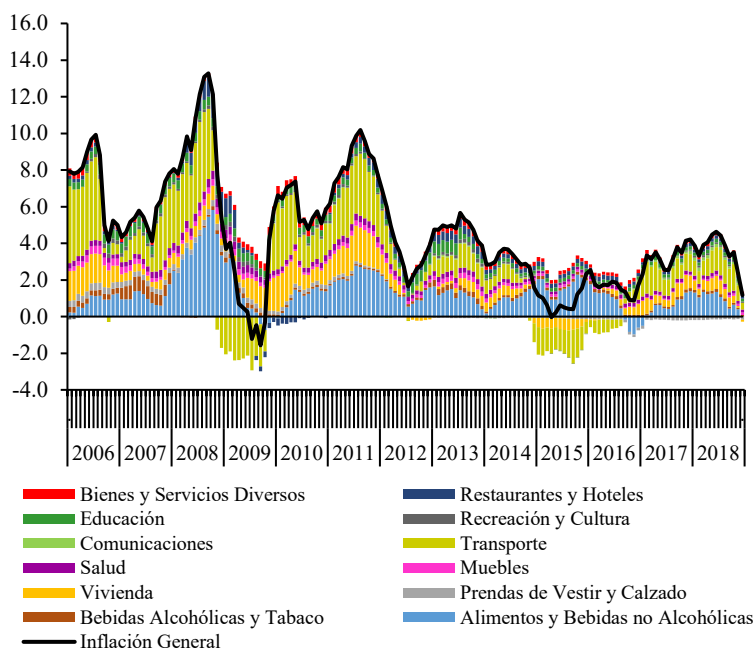
y bebidas no alcohólicas, transporte y vivienda. A partir del 2012, se evidencia una inflación más controlada y menos volátil (precisamente en presencia del EMI).

Tabla 6: Ponderación grupos de bienes y servicios al IPC en RD (2018)

Grupo/Descripción	Ponderación
Alimentos y Bebidas No Alcohólicas	25.10051
Bebidas Alcohólicas y Tabaco	2.32405
Prendas de Vestir y Calzado	4.56078
Vivienda	11.59796
Muebles y Artículos para el Hogar	6.46134
Salud	5.21232
Transporte	17.95194
Comunicaciones	2.95869
Recreación y Cultura	4.12277
Educación	3.74204
Restaurantes y Hoteles	8.49773
Bienes y Servicios Diversos	7.46988
Total	100.00000

Fuente: Elaboración propia con datos publicados por el BCRD (8 de abril 2019).

Gráfico 3: Incidencia histórica de los grupos de bienes y servicios a la inflación total



Fuente: Elaboración propia con datos publicados por el BCRD (8 de abril 2019).

5. Resultados

Esta sección presenta los principales resultados del estudio. Primero, se analizan los efectos agregados de la política monetaria estimados a través del modelo de la ecuación (1), las variables en el bloque (6) y las restricciones correspondientes. Segundo, se estudian los efectos disgregados sobre la actividad económica por sectores de origen, y sobre los precios por grupos de bienes o servicios, siguiendo el procedimiento indicado previamente. Tercero, se realiza un análisis comparativo de los choques de política monetaria sobre las variables en el primer punto, utilizando dos muestras distintas: una que corresponde

al esquema de agregados monetarios (2006m01-2011m12) y la otra al esquema de metas de inflación (2012m01-2018m12).

Posteriormente, se obtienen los efectos de la política monetaria sobre los canales de transmisión con el bloque de variables (8) y el sistema de restricciones (9). Con esto se procede a ejecutar los experimentos contrafactuales aislando cada canal y contrastando los resultados con el modelo base, consiguiendo explicitar la importancia relativa de los canales de transmisión.

5.1. Efectos agregados de la política monetaria

En los pasos preliminares, se determinó el número de rezagos óptimos partiendo de los criterios de información, tomando así un rezago a sugerencia del criterio de Schwarz¹⁹(anexo A5). Las pruebas de bloques de exogeneidad (anexo A6) sugieren que las variables causan en conjunto a la Granger a las demás (excepto el tipo de cambio en el modelo 2), por lo que se toman como endógenas. Asimismo, se rechaza en todos los escenarios la no inclusión del primer rezago para las variables del modelo (anexo A7). Las estimaciones de la forma reducida del modelo VAR y de los coeficientes contemporáneos estructurales se presentan en los anexos A8 y A9 respectivamente.²⁰ Finalmente, el anexo A10 muestra las pruebas de estabilidad de los modelos.

Para obtener los efectos de la política monetaria, se establece un impulso de 100 puntos base (p.b.) en la tasa de interés

19 La mayor parte de la literatura opta por este criterio por considerar estructuras más parsimoniosas.

20 Los coeficientes que relacionan los choques de tasa de interés con los choques externos tienen el signo esperado, aunque no son significativos, implicando que el BCRD ajustaría su TPM ante esas innovaciones con cierto rezago. El coeficiente más significativo es el que relaciona los choques de inflación con los choques en el precio del petróleo.

(TI). Las funciones de impulso respuesta para las variables domésticas se presentan en el anexo A11, en tanto la tabla 7 resume la magnitud y periodo de máxima respuesta para cada variable y modelo, así como el horizonte de respuesta significativo. En términos cualitativos, las variables reaccionan consistentemente en el sentido esperado por la teoría; específicamente, ante un choque de política monetaria contractiva, el crecimiento interanual de la actividad económica, de los precios, del agregado monetario M1 y del tipo de cambio responden negativamente en el primer año, con elasticidades máximas alrededor del 0.8%, 0.9%, 2.2% y 0.2% respectivamente. Cabe resaltar, que las respuestas en sentido contrario al esperado no son significativas, lo que confirma la eficiencia de la estrategia de identificación de los choques exógenos de política monetaria.

Tabla 7: Respuestas variables domésticas ante choque de 100 p.b. en tasa de interés

Variable doméstica	Modelo 1: Incluyendo la FFR			Modelo 2: Incluyendo el EMBI		
	Res- puesta Má- xima (%)	Pe- riodo de elasti- cidad má- xima	Periodos de res- puesta significa- tiva	Res- puesta Má- xima (%)	Pe- riodo de elasti- cidad má- xima	Perio- dos de res- puesta signifi- cativa
Actividad económica	-0.82	5	1-9	-0.79	6	3-10
Inflación	-0.86	10	2-16	-0.89	11	6-17
Agregado monetario M1	-2.20	6	1-11	-1.80	6	1-11
Tipo de cambio nominal	-0.20	1	1-2	-0.17	1	1-2

Fuente: Elaboración propia.

En síntesis, las estimaciones a través de ambos modelos reflejan respuestas equiparables, requiriéndose de un horizonte de entre tres a cuatro años para que las variables retornen a sus estados estacionarios (véase anexo A11). A modo general, el modelo 1 tiene las siguientes peculiaridades en comparación al modelo 2: provee elasticidades de respuestas mayores en magnitud y amplitud, excepto para la inflación; arroja las reacciones máximas para la actividad económica y la inflación en un periodo más anticipado; y goza de mejor bondad de ajuste, lo que se refleja en los R-cuadrados y los criterios de información (ver anexo A7).²¹

Los periodos de respuestas significativos de la actividad económica encontrados son consistentes con los resultados de Cushman y Zha (1997) para Canadá; Kim (1999) para las economías del G7; Quintero (2015) para México; Kim y Roubini (2000) para países industriales como Alemania, Japón, Canadá, Reino Unido, Francia e Italia. En términos de la magnitud máxima de la actividad económica, los resultados son cercanos a los encontrados por Christiano y Otros (1999) para Estados Unidos y Quintero (2015) para Colombia y Brasil. Para el caso de República Dominicana, Jiménez, Paredes y Ramírez (2014), con datos desde enero 2006 a agosto 2013, observan que los efectos sobre la actividad económica se extienden hasta año y medio, cuyo valor máximo de 64 p.b. ocurre en el octavo mes.

En lo que se refiere a los efectos máximos sobre el nivel de precios, los resultados obtenidos son congruentes con el estudio de Parrado (2001) para Chile, aunque en sus resultados se requiere de un horizonte de 15 meses para que estos efectos sean significativos. De su lado, Bhuiyan (2008) determina para

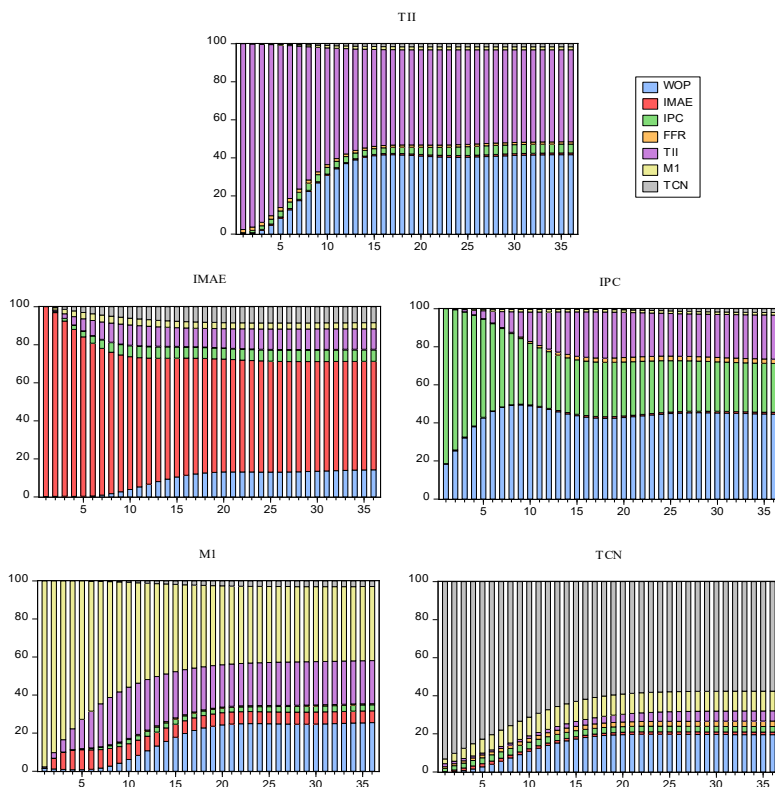
21 Esto motivó a utilizar la versión que incluye la FFR para las demás estimaciones que se presentan.

Canadá que el efecto máximo sobre la inflación es de aproximadamente 0.6% y ocurre en mes 11, comparable con lo encontrado. Pese a esto, otros estudios no encuentran evidencias significativas de la tasa de política monetaria sobre la inflación, como lo es el caso de Ramírez y Rodríguez (2013) para Colombia; Nizamani, Abdul, Zaidi y Khalid (2016) para Pakistán y Jiranyakul (2016) para Tailandia.

El periodo de reacción máxima del agregado monetario M1 es equivalente al encontrado por Parrado (2001), en el sexto mes, con un valor máximo de 2.7%. Sin embargo, difiere ligeramente con las estimaciones de Jiménez, Paredes y Ramírez (2014), cuyos efectos son significativos entre el periodo 6 y 16, con una contracción máxima de alrededor de 1.5% en el décimo mes. Parrado (2001) también presenta que a pesar de que la respuesta del tipo de cambio (real) tiene pocos periodos significativos, el mayor efecto ocurre en el primer mes del choque de política. De igual manera, la reacción estimada del tipo de cambio es consistente con la encontrada con Bhuiyan (2008) para Canadá, con el mayor efecto en el primer mes y un ajuste gradual al valor inicial en un horizonte de entre tres a cuatro años.

Con la descomposición de la varianza del error de predicción se pueden examinar las interacciones entre las variables económicas en el horizonte de impulso respuesta. En el gráfico 4 se reporta la proporción de las variaciones de las cinco variables domésticas que pueden explicarse por choques a las variables económicas del modelo considerado, utilizando para ello la descomposición de Cholesky. En el anexo A12 se presentan las descomposiciones de varianzas en formato tabular.

Gráfico 4: Descomposiciones de varianzas para
variables domésticas



Fuente: Elaboración propia.

En primer lugar, los resultados sugieren que, aparte de sus propios choques, la mayor proporción de variación de la tasa de interés es explicada por el precio mundial del petróleo (41.6%) y el índice de precios al consumidor (4.68%) en un plazo de tres años y, en menor medida, por la tasa de los fondos federales y la actividad económica. Esta última, se explica principalmente por la tasa de interés (10.5%) y el precio mundial del petróleo (6.7%) en el primer año, mientras que, para un horizonte de tres años, depende en mayor cuantía del precio del petróleo (14.3%) y la tasa de interés (10.8%).

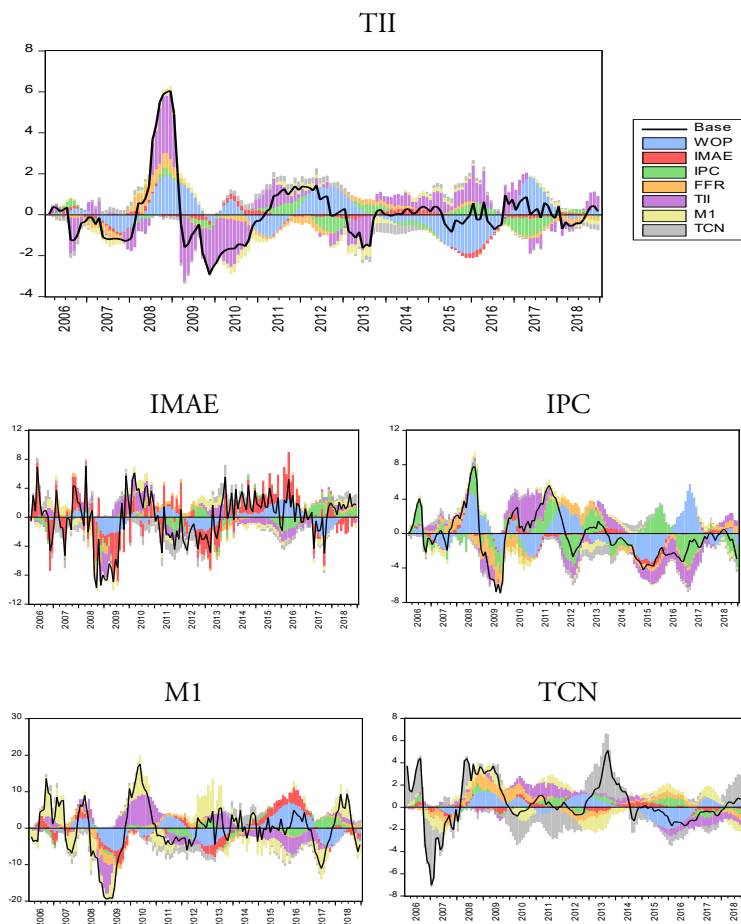
Al igual que la actividad económica, las variaciones del índice de precios son explicadas fundamentalmente por el precio mundial del petróleo y la tasa de interés (44.6% y 23.2% en un horizonte de 36 meses), y en menor proporción por la actividad económica y el agregado monetario M1. Este último, de modo similar, es mayormente influenciado por las variaciones en el precio mundial del petróleo (25.5%) y la tasa de interés (22.6%), y tiene menor incidencia de la tasa de los fondos federales y el tipo de cambio nominal. Por último, las variaciones en el tipo de cambio están relacionadas principalmente por el precio mundial del petróleo (19.5%) y el agregado monetario M1 (10.4%), y menos por la actividad económica y la tasa de los fondos federales.

A modo general, las variaciones en la actividad económica, la inflación y las demás variables domésticas son principalmente explicadas por el precio mundial del petróleo y la tasa de interés en el modelo considerado. Queda clara la importancia de los choques en el petróleo en la economía dominicana, lo cual justifica que sea la variable de más influencia y atención a la hora de presentarse cambios en la postura de la política monetaria.

El papel más preponderante del agregado monetario M1 se observa en el tipo de cambio nominal, y el de este último en la actividad económica. Por su parte, la tasa de los fondos federales tiene mayor participación en las fluctuaciones del tipo de cambio nominal, aunque generalmente su variación es de poco aporte relativo en las variables domésticas consideradas.

La descomposición histórica de las variables domésticas se presenta en el gráfico 5, la cual proporciona una interpretación en la muestra considerada de las fluctuaciones de las series de tiempo modeladas a través de los choques estructurales identificados. Esta dice qué proporción de la desviación de una serie “ y ” de su media incondicional se debe al choque “ e_y ”.

Gráfico 5: Descomposiciones históricas de varianzas para variables domésticas



Fuente: Elaboración propia.

Iniciando con la serie de la tasa de interés interbancaria, se distinguen al menos dos particularidades importantes en la muestra en estudio. Primero, el periodo de la crisis financiera internacional en el 2008 es precisamente aquel en que la tasa de interés es explicada casi en su totalidad por las variables extranjeras como el precio mundial del petróleo y la tasa de los

fondos federales, y es el espacio de tiempo donde ésta última ha tenido mayor influencia sobre las variaciones de las tasas de interés. Esto es coherente con el hecho de que la autoridad monetaria adoptó una postura contractiva para velar por la estabilidad del tipo de cambio y otras variables ante tal crisis. Segundo, a partir del 2012 se observa una mayor contribución de los choques de inflación (y la actividad económica) sobre las variaciones en la tasa de interés, de lo que se puede deducir que el Banco Central le da una mayor importancia a la inflación a partir de ese entonces para las decisiones de la tasa de política monetaria, siendo esto consistente con el cambio al esquema de metas de inflación.

En el periodo de la crisis financiera del 2008 también se refleja que el precio mundial del petróleo y la tasa de interés contribuyeron en mayor medida a la contracción de la actividad económica y del agregado monetario M1. Además de esto, el petróleo y la tasa de los Fondos Federales fueron las variables que más aportaron en las variaciones de la inflación y el tipo de cambio nominal para este periodo de tiempo señalado.

A modo genérico, a partir del 2012 también se aprecia que la tasa de interés ha tenido una mayor influencia en la actividad económica, la inflación, el agregado monetario M1 y el tipo de cambio nominal, resaltando su contribución contractiva en las últimas tres variables. De esto se infiere que la participación de la política monetaria se ha vuelto más importante con la implementación del EMI.

Por último, el incremento observado en el tipo de cambio en el 2013 es explicado principalmente por un alza de precios tanto externos como internos, lo cual es congruente con la postura expansiva de la política monetaria para ese entonces. En resumen, el modelo logra identificar y explicar consistentemente los hechos y comportamientos de las variables bajo la muestra en estudio.

5.2. Efectos sectoriales de la política monetaria

Las respuestas de crecimiento interanual de los sectores productivos ante una innovación en la tasa de interés de 100 p.b. se ilustran en funciones de impulso respuesta en el anexo A13. Los periodos de respuesta significativa y elasticidades máximas se resumen en la tabla 8.

Tabla 8: Respuesta actividad sectores económicos ante choque de 100 p.b. en la TI

Sectores Económicos	Respuesta Máxima (%)	Periodo de elasticidad máxima	Periodos de respuesta significativa
Agropecuario	No signif.	-	-
Explotación de Minas y Canteras	No signif.	-	-
Manufactura Local	-1.80	7	1-13
Manufactura Zonas Francas	No signif.	-	-
Construcción	-2.10	5-6	1-7
Energía y Agua	No signif.	-	-
Comercio	-1.60	8	1-13
Hoteles, Bares y Restaurantes	No signif.	-	-
Transporte y Almacenamiento	-0.40	9	6-10
Comunicaciones	No signif.	-	-
Intermediación Financiera, Seguros y AC	No signif.	-	-
Actividades Inmobiliarias y de Alquiler	0.26	12	1-20
Enseñanza	No signif.	-	-
Salud	-0.74	6	1-7
Otras Actividades de Servicios de Mercado	-0.44	14	12-17
Adm. Pública y Defensa; SS Afiliación Oblig. y OS	-0.60	9	1-15

Fuente: Elaboración propia.

Los sectores económicos que presentan mayor respuesta a una innovación en la tasa de interés, en orden de magnitud,

son el de construcción, manufactura local y comercio, precisamente los de mayor participación en el PIB. Estos hallazgos son consistentes con los encontrados por Mies, Morandé y Tapia (2003) para el caso de Chile, y con lo esperado en la teoría, pues una subida de tasas de interés conlleva a mayores costos de crédito, incidiendo negativamente en las decisiones de consumo e inversión, lo que trae a consecuencia una reducción en la actividad económica. De los tres sectores señalados, el de manufactura local y el de comercio reflejan periodos de respuesta más prolongados, lo cual puede deberse a la estructura de durables/no durables al interior de estos.

Los sectores que responden significativamente tienen efectos contractivos, excepto el sector de actividades inmobiliarias y de alquiler que presenta un crecimiento positivo. Esto podría estar relacionado al hecho de que, al aumentar el costo de invertir en una edificación, se presenta una mayor inclinación hacia los alquileres, lo que incentiva el aumento en la actividad económica del sector.

Es razonable la respuesta no significativa obtenida para algunos sectores, como el agropecuario, minero, enseñanza, comunicaciones y demás. El sentido de respuesta del sector de intermediación financiera, seguros y actividades conexas es el que se esperaría, aunque no es significativo, lo que puede validar el hecho de que es un sector más autónomo para sus actividades e inversiones oscilantes. De manera similar esto sucede, aunque con oscilaciones, en los sectores de manufactura zonas francas y hoteles, bares y restaurantes.

En el tema de los efectos sectoriales en los precios, el anexo A14 muestra las funciones de impulso respuesta por grupo de bienes o servicios ante una innovación de 100 p.b. de la tasa de

interés, mientras que la tabla 9 resume los principales resultados.²² El mayor impacto se obtiene en los grupos de transporte, vivienda, y alimentos y bebidas no alcohólicas, siendo exactamente los tres grupos de mayor ponderación en el IPC. De estos, los efectos son más duraderos en el grupo de transporte y más efímeros en el grupo de alimentos.²³

De acuerdo con reportes de la Superintendencia de Bancos, el mayor porcentaje de préstamos se destina al consumo de bienes y servicios (que incluye la compra de vehículos), seguido de los desembolsos realizados para la compra y remodelación de viviendas y, en tercer lugar, al comercio al por mayor y al por menor. Esto justifica que el crecimiento de los precios de los grupos de transporte, vivienda y alimentos y bebidas no alcohólicas sean los más sensibles ante un aumento en la tasa de interés, pues al aumentar los costos de crédito se reduce la actividad, demanda y consecuentemente los precios de estos bienes.

22 El anexo A15 expone un análisis complementario sobre el peso relativo de los sectores y grupos de mayor reacción.

23 En este punto es bueno precisar que existen agentes que no tienen acceso al crédito en el sistema financiero y que normalmente no sufren restricciones de liquidez de forma inmediata ante cambios en las tasas de interés; sus decisiones de consumo y demanda no son afectados en el corto plazo, por lo que la reacción en los precios de bienes de consumo puede ser más retardada que otros tipos de bienes. Esto se observa para los grupos de alimentos, bebidas y prendas.

Tabla 9: Respuesta inflación de grupos de bienes y servicios ante choque de 100 p.b. en la TI

Grupo/Descripción	Respuesta Máxima (%)	Mes de elasticidad máxima	Meses de res- puesta signi- ficativa
Alimentos y Bebidas No Alcohólicas	-0.86	13	11-17
Bebidas Alcohólicas y Tabaco	1.19	9	6-14
Prendas de Vestir y Calzado	-0.30	22	18-31
Vivienda	-1.13	8	1-11
Muebles y Artículos para el Hogar	No signif.	-	-
Salud	No signif.	-	-
Transporte	-3.10	8	1-15
Comunicaciones	No signif.	-	-
Recreación y Cultura	No signif.	-	-
Educación	No signif.	-	-
Restaurantes y Hoteles	0.88	5	1-8
Bienes y Servicios Diversos	-0.03	2	1-2

Fuente: Elaboración propia.

Los grupos que presentan respuestas positivas y significativas son: “bebidas alcohólicas y tabaco” y “restaurantes y hoteles”. Aunque en términos relativos la adquisición de estos bienes o servicios es menos dependiente a financiamientos, el aumento de la tasa de interés puede implicar mayores gastos en intereses para los proveedores, lo que incita a un aumento de precios para compensar los márgenes de rentabilidad.

5.3. Una comparación empírica de regímenes de política monetaria

Las funciones de impulso respuesta que facilitan este análisis se presentan en el anexo A16, donde se destacan varios puntos importantes. Primero, cuando las respuestas de las variables son significativas tienen el sentido esperado por la teoría, confirmando nuevamente la eficiencia de la estrategia de identificación del modelo. Segundo, en el régimen de metas de inflación, las variables presentan respuestas menos volátiles ante un choque de política monetaria, retornando a sus estados estacionarios en lapsos de tiempo más cortos, generalmente en 24 meses. Se evidencia en el segundo esquema un cambio en la función de reacción de la tasa de interés hacia una estructura más estable y significativa, en línea con los hallazgos de Checo y Camacho (2018).

La actividad económica presenta su respuesta máxima en el mismo periodo para ambas muestras, aunque con el segundo esquema el impacto y prolongación de los efectos son menores. Adicionalmente, las estimaciones muestran que, en el esquema EMI, la inflación responde en un periodo de tiempo más inmediato y de manera más significativa ante una innovación en la tasa de interés, a diferencia del primer esquema, en el que el mayor impacto se observa luego de diez meses con poca significancia. Estos resultados son consistentes con lo que se esperaría de acuerdo a los objetivos del esquema de metas de inflación. Referente al agregado monetario M1, se presenta evidencia significativa de respuesta en ambos regímenes, aunque de menor impacto y duración en el segundo. Lo contrario se observa con el tipo de cambio nominal, donde los resultados muestran impactos más significativos, prolongados y de mayor magnitud en presencia del EMI.

En resumen, los resultados confirman que, tras la adopción del EMI, la autoridad monetaria inclina más su atención hacia la inflación y menos a los agregados monetarios, lo cual es coherente con los principios de este esquema. Además, se reduce considerablemente la volatilidad de las variables macroeconómicas analizadas y se evidencia más estabilidad, lo cual se refleja en la evolución y funciones de respuestas de estas.

5.4. Reacción de los canales de transmisión

Antes de obtener las funciones de impulso respuestas correspondientes, se siguió un procedimiento similar al expuesto en la sección 5.1, en este caso para el modelo ampliado con el bloque de variables (8). Se seleccionó un rezago a sugerencia del criterio de Schwarz (anexo A17). Las pruebas de bloques de exogeneidad (anexo A18) sugieren que las variables causan en conjunto a la Granger a las demás), por lo que se toman como endógenas. De igual modo, se rechaza en todos los escenarios la no inclusión del primer rezago para las variables del modelo (anexo A19). Las estimaciones de la forma reducida del modelo VAR ampliado y de los coeficientes contemporáneos estructurales se presentan en los anexos A20 y A21 respectivamente. Por último, el anexo A22 muestra las pruebas de estabilidad del modelo.

Al igual que los modelos base, en este modelo ampliado se tiene que el coeficiente contemporáneo que relaciona los choques de inflación con los del precio del petróleo es estadísticamente significativo (véase anexo A21). En adición, las estimaciones muestran evidencia significativa de los siguientes coeficientes contemporáneos: el de la tasa de interés activa pon-

derada de los bancos múltiples (C^T) con la tasa de interés interbancaria de corto plazo; el del total de los préstamos otorgados (C^C) con el agregado monetario M1; y el de las expectativas con las innovaciones en el índice de precios, el tipo de cambio y la tasa de interés activa ponderada del mercado.

Las funciones de impulso respuesta se presentan en el anexo A23. Todas las variables, incluyendo los canales de transmisión, responden de manera significativa en el sentido esperado por la teoría. Las reacciones del agregado monetario M1, la actividad económica y la inflación son similares al modelo base, incluso los periodos de mayor elasticidad de respuesta son los obtenidos previamente, lo que sustenta la robustez de los resultados

Las estimaciones reflejan que el tipo de cambio nominal responde de manera significativa en el mismo periodo del choque, con una reducción máxima aproximada de 0.17%, siendo consistente con el modelo base. El canal de las tasas de interés reacciona significativamente entre el primer y octavo mes, con un aumento máximo de 0.71% en el cuarto periodo, justo antes del mes donde ocurre la mayor contracción de la actividad económica.

Por otro lado, el canal del crédito responde con significancia estadística entre el quinto y duodécimo mes, con la mayor disminución interanual en el noveno mes de 0.91%, precisamente el periodo previo al de inflación interanual máxima. Por último, el canal de las expectativas muestra una reacción estadísticamente significativa entre el primer y decimosexto mes, para una disminución máxima de 0.47% en el décimo mes de ocurrido el choque de política monetaria, exactamente el periodo de menor inflación interanual.

Los canales de transmisión con respuestas significativas más prolongadas a la política monetaria son el de expectativas y el de la tasa de interés. Esto es coherente con el mecanismo de

transmisión de una política monetaria bajo un esquema de metas de inflación.

5.5. Importancia relativa de los canales de transmisión

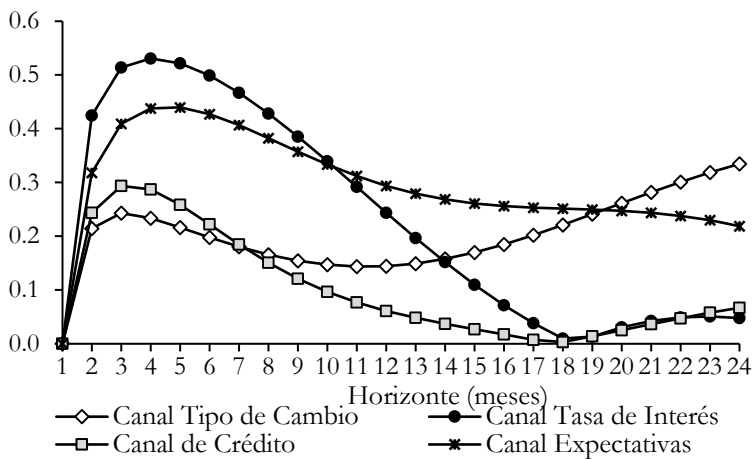
Las funciones de respuesta para la actividad económica y la inflación, empleando los ejercicios contrafactuales de asilar cada canal (sección 3.3) y considerando un choque de 100 p.b. en la tasa de interés, se presentan en los anexos A24 y A25 respectivamente. El mayor cambio en la respuesta de la actividad económica se evidencia al desconectar el canal de la tasa de interés. Asimismo, al desconectar el canal de expectativas, la reacción de la inflación experimenta la mayor variación.

La distancia entre la función *benchmark* y la función con un canal desconectado refleja la medida de la importancia de ese canal. Estos resultados se muestran en el gráfico 6 para la actividad económica y el gráfico 7 para la inflación. La evidencia indica que el canal de la tasa de interés es el más importante en los primeros diez meses para la transmisión de los efectos de la política monetaria sobre la actividad económica, siguiendo el canal de expectativas, el de crédito y el del tipo de cambio. El primer hallazgo es consistente con el encontrado por Endut y Otros (2015) para Estados Unidos, quienes obtienen que el canal de tasas de interés es el más relevante sobre los efectos en el producto. Adicionalmente, Quintero (2015) determina para Brasil, Colombia y México, países donde predomina un esquema de inflación objetivo, que el canal de la tasa de interés muestra ser, al menos en el corto plazo, el más importante en la transmisión de los efectos sobre la actividad económica. Al largo plazo, a partir del vigésimo mes, la mayor importancia la tiene el canal del tipo de cambio.

Para la inflación, los canales de tasas de interés y tipo de cambio juegan el mayor papel en los primeros tres meses. En un horizonte más prolongado, estos canales junto al de crédito simulan intercambiar sus roles de importancia con magnitudes equiparables, aunque son superados en gran medida a partir del mes 4 por las expectativas de inflación, siendo a modo general el canal más importante en este punto. Este hallazgo es consistente con los resultados de Nisa, Hayati y Yusuf (2018), quienes determinan que el canal más efectivo en el manejo de la inflación en Indonesia es el de expectativas de inflación.²⁴ Este resultado parece sensato, pues al ser los agentes económicos prospectivos y racionales, las expectativas que tengan sobre la inflación definirán de manera relevante el curso de los demás canales. Además de esto, el esquema de metas actual (EMI) busca precisamente anclar las expectativas de los agentes económicos al objetivo de inflación del Banco Central, por lo es justificable esperar que sea el canal de transmisión de mayor jerarquía para la inflación.

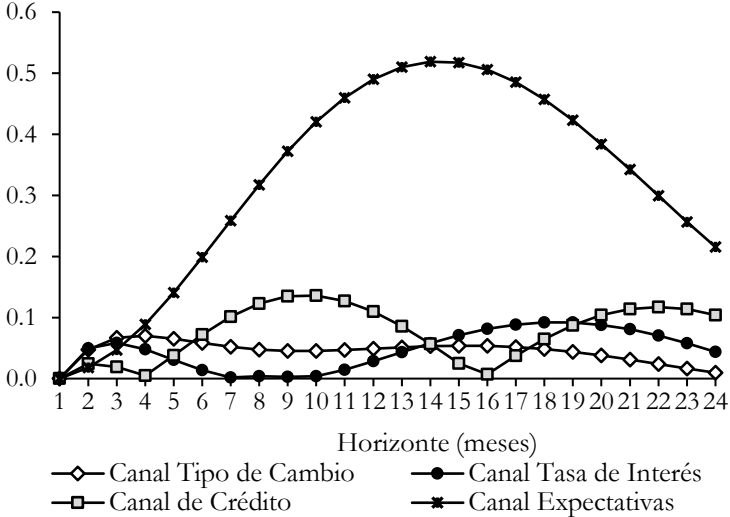
24 El Banco de Indonesia sigue (desde 2005) un esquema de metas de inflación, al igual que el BCRD, y con el mismo rango objetivo ($4 \pm 1\%$) entre 2015 y 2017.

Gráfico 6: Importancia relativa de los canales de transmisión para el IMAE
(Impulso de 100 p.b. a la tasa de interés)



Fuente: Elaboración propia.

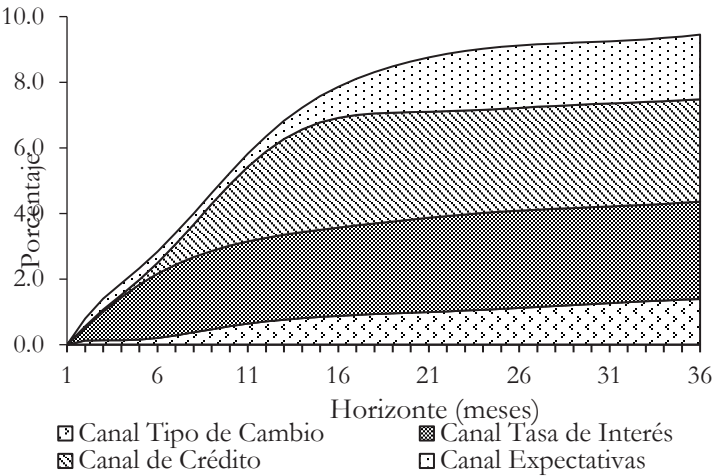
Gráfico 7: Importancia relativa de los canales de transmisión para el IPC
(Impulso de 100 p.b. a la tasa de interés)



Fuente: Elaboración propia.

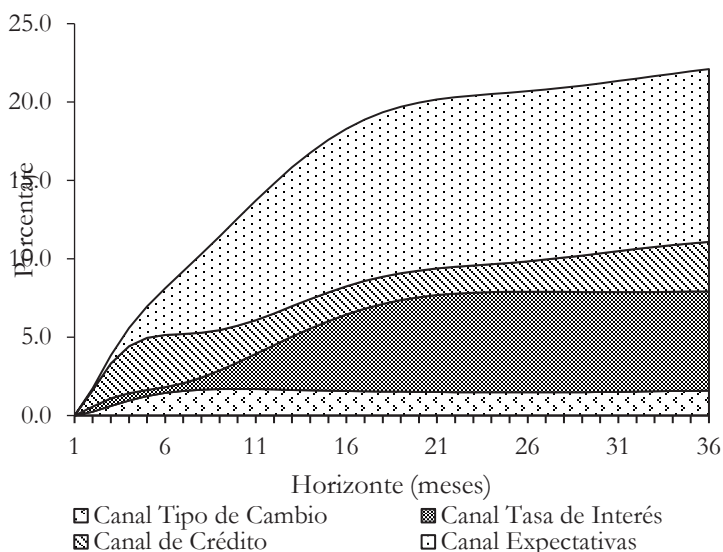
Por último, se presenta una descomposición de varianza de la actividad económica y de la inflación con el método de descomposición de Cholesky aislando los resultados para los canales de transmisión, los cuales se ilustran en los gráficos 8 y 9 respectivamente.

Gráfico 8: Contribución de los canales de transmisión
a la variación del IMAE



Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 9: Contribución de los canales de transmisión a la variación del IPC



Fuente: Elaboración propia.

De su lado, las descomposiciones de varianzas para la actividad económica y la inflación también sustentan los hallazgos anteriores. Como se presenta en el gráfico 8, en un horizonte de tres años las variaciones en el crecimiento interanual del IMAE son explicadas principalmente por el canal de las tasas de interés y el canal del crédito. Asimismo, los cambios en el crecimiento interanual de la inflación se explican en el corto plazo principalmente por el canal del crédito y a largo plazo por las expectativas y las tasas de interés.

Las contribuciones de los canales de transmisión a las variaciones del IMAE e IPC resultaron equiparables con las descomposiciones de varianza previas. Específicamente, para un horizonte de tres años, los canales de transmisión analizados explican en total el 9.5% de la variación del IMAE, poco menos del 10.8% que es explicado por la tasa de interés en el modelo

base para el IMAE, y el 22.1% de la variación del IPC, cerca del 23.2% que es explicado por la tasa de interés en el modelo base para el IPC. La proporción completiva en ambos casos podría acudir al canal de precio de otros activos.

6. Conclusiones

En este trabajo se realizó un análisis empírico de manera agregada y sectorial de los efectos de la política monetaria en la República Dominicana sobre el crecimiento interanual de la actividad económica y los precios, una comparación macroeconómica de respuestas ante el esquema de metas monetarias y el de inflación, y una medida de la importancia relativa de los canales de tasa de interés, expectativas, crédito y tipo de cambio en la transmisión de estos efectos, utilizando Vectores Autorregresivos Estructurales (SVAR) con restricciones plausibles de corto plazo.

En base a los resultados obtenidos de los modelos planteados, la política monetaria en la República Dominicana tiene efectos estadísticamente significativos sobre las variaciones interanuales de la inflación, la actividad económica, la demanda de dinero y el tipo de cambio nominal, reflejándose las respuestas máximas en el primer año ante una innovación en la tasa de interés.

Con la adopción del Esquema de Metas de Inflación (EMI), se observa una mayor contribución de los choques de inflación y actividad económica sobre las variaciones en la tasa de interés, lo que sugiere que la autoridad monetaria pondera en mayor medida la inflación a partir de entonces para las decisiones de la Tasa de Política Monetaria, siendo esto consistente con la naturaleza del esquema de política monetaria

actual. En adición, se distingue que la tasa de interés ha presentado una mayor influencia en la actividad económica, la inflación, el agregado monetario M1 y el tipo de cambio nominal con el EMI, lo que se vincula a una participación más importante de la política monetaria.

Del análisis desagregado de los efectos de la política monetaria sobre los sectores económicos y los grupos de bienes y servicios se desprenden varios resultados de interés. Los sectores productivos que presentan significativamente mayores respuestas a una innovación en la política monetaria son precisamente los sectores de mayor contribución al PIB: construcción, manufactura local y comercio. De igual manera, los mayores impactos de la política monetaria de manera desagregada sobre la variación de precios se observan exactamente en los tres grupos de mayor ponderación al IPC general: transporte, vivienda, y alimentos y bebidas no alcohólicas.

En el régimen de metas de inflación, las variables presentan menor volatilidad en sus respuestas ante un choque de política monetaria y se evidencia un cambio en la función de reacción de la tasa de interés hacia una estructura más estable. Aunque algunas variables responden en menor medida en el esquema anterior, la inflación responde en mayor magnitud, prontitud y significancia ante un choque de política monetaria en el EMI, lo cual confirma que la autoridad monetaria en este último inclina más atención hacia la inflación y menos a los agregados monetarios, siendo coherente con los principios de este esquema.

Los canales de transmisión que se estudiaron responden de manera significativa y en el sentido esperado por la teoría. Las respuestas más prolongadas se reflejan en el canal de expectativas y el de tasa de interés. Este último es el más importante en los primeros diez meses para la transmisión de los efectos de la política monetaria sobre la actividad económica, siguiendo el

canal de expectativas y el de crédito, mientras que el tipo de cambio juega el mayor rol en el largo plazo. Se evidencia que la inflación es explicada en mayor medida por el canal del crédito en el primer semestre y el de expectativas a un horizonte mayor.

La política monetaria explica aproximadamente un 10.8% de las variaciones en la actividad económica y un 23.2% de la inflación. Los efectos sobre la actividad económica para un horizonte de tres años se explican principalmente por el canal del crédito y las tasas de interés, mientras que la inflación se explica en mayor medida por el canal de expectativas y las tasas de interés.

Las estimaciones presentadas con las expectativas de inflación sustentan la credibilidad de los agentes económicos en las metas de inflación del Banco Central. Como expone la literatura, al incrementar la confianza del público en las acciones de la autoridad monetaria se logra alinear las expectativas a la meta de inflación y permite que los canales de transmisión de la política monetaria operen de manera más eficiente.

Es un hecho que el Banco Central utiliza la política monetaria como un instrumento de estabilización macroeconómica en sentido amplio, por lo que el conocimiento de la forma en que se producen los efectos en los sectores económicos, en los grupos de bienes y servicios, en variables económicas de relevancia como el producto, la inflación, la demanda de dinero y el tipo de cambio, así como el mecanismo de transmisión y el peso relativo de los canales en la transmisión de estos efectos, son factores claves para el diseño e implementación de una política monetaria efectiva y eficiente.

Como recomendaciones de política, se sugiere dar seguimiento cercano a la reacción futura de estas variables macroeconómicas, de los sectores productivos, de los grupos de bienes y servicios, y de los canales de transmisión de la política monetaria, de manera que se puedan identificar cambios estructurales que

pueda experimentar la economía y que varíen la transmisión monetaria y objetivos que se persigan. Es recomendable de igual modo, preservar la confianza y expectativas de los agentes económicos ancladas a las metas de inflación de la autoridad monetaria, de manera que permitan incidir positivamente en la eficacia y eficiencia de la política monetaria y sus mecanismos de transmisión.

Una agenda de extensión de este trabajo podría incluir el estudio del canal de precio de los activos y su importancia en la transmisión de los efectos de la política monetaria. Además de ello, indagar sobre otras variables que puedan representar los canales de transmisión que se estudian y el uso de otros instrumentos de la política monetaria, como las operaciones de mercado abierto o el encaje legal. Asimismo, se puede considerar la inclusión de más variables, aunque se requiera de una muestra más extensa. Finalmente, se podría desarrollar un análisis comparativo de los resultados obtenidos en este estudio con los arrojados utilizando otras técnicas de modelación estructural.

El trabajo tuvo la limitante de la falta de disponibilidad de algunos datos para extender el periodo de muestra, así como la carencia de series e indicadores que reflejen formalmente la postura de algunos canales de transmisión.

7. Bibliografía

Afandi, A. (2005). Monetary Policy Transmission and Structural Breaks in Indonesia. PhD Dissertation. University of Wollong, New South Wales.

Andújar, J. (2012), El Efecto Traspaso de las Tasas de Interés en República Dominicana. Banco Central de la República Dominicana. Serie de Estudios Económicos No. 4.

Ang, A., Bekaert, G. y Wei, M. (2007). Do macro variables, asset markets, or surveys forecast inflation better? *Journal of Monetary Economics* 54, pp. 1163-1212.

Bagliano, F. y Favero, C. (1998). Measuring monetary policy with VAR models: An evaluation. *European Economic Review*, 42, pp. 1069-1112.

Bencosme, P. (2007). El Canal del Crédito Bancario en la República Dominicana. Banco Central de la República Dominicana. Nueva Literatura Económica.

Bernanke, B. (1986). Alternative Explanations of the Money Income Correlation. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, pp. 49-100.

Bernanke, B., Gertler, M. y Watson, M. (1997). Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks. *Brookings Papers on Economic Activity* 1997 (1), pp. 91- 157.

Bernanke, B. y Blinder, A. (1988). Credit, Money, and Aggregate Demand. *The American Economic Reviews*, 72(2), pp. 435-439.

Bernanke, B., y Blinder, A. (1992). The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission. *American Economic Review*, vol. 82, No. 4, pp. 901-21.

Bernanke, B. y Gertler, M. (1995). Inside the black box: The credit channel of monetary policy. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), pp. 27-48.

Bernanke, B. y Mihov, I. (1997). What Does the Bundesbank Target? *European Economic Review* 41 (6), pp. 1025-1053.

Bernanke, B. y Mihov, I. (1998). Measuring monetary policy. *The Quarterly Journal of Economics* 113(3), pp. 869-902.

Bhuiyan, R. (2008). The Effects of Monetary Policy Shocks in a Small Open Economy: A Structural VAR Approach. Queen's University, Kingston, Ontario, Canada.

Blanchard, O. y Watson, M. (1986). Are Business Cycles All Alike? In Robert J. Gordon (ed.), *The American Business Cycle*, University of Chicago Press.

Blinder, A. (1998). Central Banking in Theory and Practice. 1. Ed., Cambridge: The MIT Press.

Boivin, J., Kiley, M. y Mishkin, F. (2010). 'How has the Monetary Transmission Mechanism Evolved over Time?' *NBER Working Paper* No. 15879.

Borensztein, E., Zettelmeyer, J. y Philippon, T. (2001). Monetary Independence in Emerging Markets: Does the Exchange Rate Regime Make a Difference? Documento de Trabajo No. 1. Fondo Monetario Internacional.

Butkiewicz, J. y Ozdogan, Z. (2009). Financial Crisis, Monetary Policy Reform and the Monetary Transmission Mechanism in Turkey. University of Delaware Economics Department, WP No. 2013/08.

Carrillo, J., Elizondo, R. y Hernández, L. (2017): Inquiry on the Transmission of U.S. Aggregate Shocks to Mexico: A SVAR Approach. Banco de México.

Christiano, L., Eichenbaum, M. y Evans, C. (1996). The effects of monetary policy shockss: evidence from the flow of funds. *Review of Economics and Statistics*, 78, pp. 16-34.

Christiano, L., Eichenbaum, M. y Evans, C. (1999). Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End? In *Handbook of Macroeconomics*, edited by J. B. Taylor and M. Woodford: Elsevier.

Cochrane, J. y Piazzesi, M. (2002). The Fed and Interest Rates: A High-Frequency Identification. *The American Economic Review*, 92, (2), pp. 90-95.

Cook, T. y Hahn, T. (1988). The Effect of changes in the Federal Funds Rate Target on Market Interest Rates in the 1970s. *Federal Reserve Bank of Richmond Working Paper*, No. 88-4, pp. 1-51.

Cooley, T. y LeRoy, S. (1985). Atheoretical Macroeconomics: A Critique. *Journal of Monetary Economics*, pp. 283-308.

Cushman, D. O., & Zha, T. (1997). Identifying monetary policy in a small open economy under flexible exchange Rates. *Journal of Monetary Economics*, 39(3), pp. 433-448.

Eichenbaum, M. y Evans, C. L. (1995). Some empirical evidence on the effects of shocks to monetary policy on exchange rates. *Quarterly Journal of Economics*, 110(4), pp. 975-1010.

Eichenbaum, M. y Singleton, K. (1986). Do Equilibrium Real Business Cycle Theories Explain Post-War U.S. Business Cycles? *NBER Macroeconomics Annual* (1), pp. 91-145.

Endut, N., Morley, J. y Tien, P. (2015). The Changing Transmission Mechanism of U.S. Monetary Policy. Discussion Papers 2015-03, School of Economics, The University of New South Wales.

Friedman, M. y Schwartz, A. (1963). A Monetary History of the United States 1867-1960. Princeton: Princeton University Press.

Friedman, M. (1968). The Role of Monetary Policy. *The American Economic Review*, 58(1), pp. 1-17.

Fuentes, F. (2006). Mecanismos de Transmisión de la Política Monetaria en la República Dominicana: Una Revisión de Literatura. Banco Central de la República Dominicana.

González, J. (2010). Traspaso de la Política Monetaria a las Tasas de Interés de Mercado y sus efectos en el Sector Real: Evidencia empírica para la República Dominicana. Banco Central de la República Dominicana. Nueva Literatura Económica.

Gorden, D. y Leeper, E. (1994). The dynamic impacts of monetary policy: An exercise in tentative identification. *Journal of Political Economy*, 102, pp. 228-247.

Gratereaux, C. y Ruiz, K. (2006). Efectividad y mecanismos de transmisión de la política monetaria en la economía dominicana: Una aproximación empírica integral. Premios de la Biblioteca Juan Pablo Duarte 2006, Banco central de la República Dominicana.

Grigoli, F., y Mota, J. (2015). Interest Rate Pass-Through in the Dominican Republic. International Monetary Fund.

Hernández, R. (2006). Dinámica de la inflación y de la tasa de depreciación del tipo de cambio en la República Dominicana. Nueva Literatura Económica Dominicana: Premios de la Biblioteca Juan Pablo Duarte 2005, Banco Central de la República Dominicana.

IMF. (1999). Code of Good Practices on Transparency in Monetary and Financial Policies: Declaration of Principles.

Jiranyakul, K. (2016). Identifying the Effects of Monetary Policy Shock on Output and Prices in Thailand. MPRA Paper 75708, University Library of Munich, Alemania.

Kamber, G. y Mohanty, M. Do Interest Rates Play a Major Role in Monetary Policy Transmission in China? (April 2018). *BIS Working Paper* No. 714.

Kilian, L. y Lütkepohl, H. (2017). Structural vector autoregressive analysis. Cambridge University Press.

Kim, S. (1999). Do monetary policy shocks matter in the G-7 countries? Using common identifying assumptions about monetary policy across countries. *Journal of International Economics*, 48, pp. 387-412.

Kim, S. y Roubini, N. (2000). Exchange rate anomalies in industrial countries: A solution with Structural VAR Approach. *Journal of Monetary Economics*, 45, pp. 561-586.

Kim, S. (2003). Monetary policy, foreign exchange intervention, and the exchange rate in a unifying framework. *Journal of International Economics*, 60, pp. 355-386.

Koeda, Junko, Macroeconomic Effects of Quantitative and Qualitative Monetary Easing Measures (April 9, 2018). IMES discussion paper series. Bank of Japan.

Kuttner, K. (2001). Monetary Policy Surprises and Interest Rates: Evidence from the Fed Funds Futures Market. *Journal of Monetary Economics*, 47, pp. 523-44.

Leeper, E. y Gordon, D. (1991). In search of the liquidity effect. *Journal of Monetary Economics*, 29, pp. 341-369.

Leeper, E., Sims, C. y Zha, T. (1996). What Does Monetary Policy Do? *Brookings Papers on Economic Activity* 27, pp. 1-78.

McCallum, B. (1983). A Reconsideration of Sims' Evidence Concerning Monetarism. *Economics Letters* 13 (2-3), pp. 167-71.

Michel, J. y Días, F. (2015). Heterogeneidad del Traspaso de la Tasa de Interés. Serie de Estudios Económicos. Banco Central de la República Dominicana.

Mies, M., Morandé, F. y Tapia, M. (2003). Política Monetaria y Mecanismos de Transmisión: Nuevos Elementos para una Vieja Discusión. *Economía Chilena*, Vol. 5, No. 3, pp. 29-66.

Miranda-Agrippino, S. y Ricco, G. The Transmission of Monetary Policy Shocks (April 21, 2017). Bank of England Working Paper No. 657.

Mishkin, F. (1995). Symposium on the Monetary Transmission Mechanism. *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, No. 4, Autumn, pp. 3-10.

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

Mishra, P., Montiel, P. y Spilimbergo, A. (2010). Monetary Transmission in Low-Income Countries. *IMF Working Paper*, No. 10/223.

Modigliani, F. (1971). Monetary Policy and Consumption. In *Consumer Spending and Monetary Policy: The Linkages*. Boston: Federal Reserve Bank of Boston, pp. 9-84.

Nisa, R., Hayati, B. y Yusuf, E. (2018). Effectiveness of Monetary Policy Transmission Mechanism in Indonesia. *Jurnal Ekonomi dan Kebijakan*, vol. 11 (1), pp. 189-206.

Nizamani, A., Abdul, Z., Zaidi, M. y Khalid, N. (2016). The Effectiveness of Monetary Policy in Small Open-Economy: An SVAR Study for Pakistan. *International Journal of Economics and Management*, 10, pp. 279-296.

Oliner, S. y Rudebusch, G. (1995). Is there a bank lending channel for monetary policy? *Economic Review-Federal Reserve Bank of San Francisco* (2), 3.

Ozdogan, Z. (2009) Monetary Transmission Mechanism in Turkey, Tesis de Doctorado, University of Delaware, Newark USA.

Jiménez, M., Paredes, E. y Ramírez, F. (2014). Monetary Policy Effects in Output and Prices: Evidence for the Dominican Republic using a Structural VAR approach. MPRA Paper 75193, University Library of Munich, Alemania.

Parrado, E. (2001). Shocks Externos y Transmisión de la Política Monetaria en Chile. *Revista de Economía, Banco Central de Chile*, vol. 4 No. 3.

Patrick, C. y Ayodele, O. (2017). The Relative Importance of the Channels of Monetary Policy Transmission in a Developing Country: The Case of Zambia. *African Journal of Economic Reviews*, vol. 5 (2).

Pérez, F. (2015). Comparing the Transmission of Monetary Policy Shocks in Latin America: A Hierarchical Panel VAR. Banco Central de Reserva del Perú Working Paper 2015-015.

Quintero, J. (2015). Impactos de la política monetaria y canales de transmisión en países de América Latina con esquema de inflación objetivo. Instituto de Estudios Económicos del Caribe, Universidad del Norte, Barranquilla, Colombia.

Ramey, V. (1993). How Important is the Credit Channel in the Transmission of Monetary Policy? Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 39, pp. 1–45.

Ramírez, A. y Rodríguez, H. (2013). Un Análisis VAR Estructural de Política Monetaria en Colombia. *Revista de la Facultad de Ciencias Económicas: Investigación y Reflexión*, XXI (2), pp. 17-41.

Ramírez-Rondan, N. R., Rodríguez, M. y Terrones, M. (2018). The effects of U.S. Monetary Policy on Latin American Economies. Universidad del Pacífico, Perú.

Rickman, D.S. (2014). Macroeconomía moderna y modelación económica regional. *Paradigma económico*, año 6, no. 1, pp. 5-30.

Romer, C. y Romer, D. (1989). Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz. *NBER Macroeconomics Annual*, pp. 121-170.

Romer, C. y Romer, D. (2004). A New Measure of Monetary Shocks: Derivation and Implications. *The American Economic Review* no. 94 (4), pp. 1055-1084.

Rudebusch, G. (1998). Do Measures of Monetary Policy in a Var Make Sense? *International Economic Review*, 39 (4), pp. 907-931.

Santana, R. (2004). Monetary Policy, Transmission Mechanism and Financial Reform in Small Open Economy: The case of the Dominican Republic. Tesis Doctoral.

Sims, C. (1980a). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 48, pp. 1-48.

Sims, C. (1980b). Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles: Monetarism Reconsidered. *The American Economic Review* 70 (2), pp. 250-257.

Sims, C. (1986). Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis? Federal Reserve Bank of Minneapolis, *Quarterly Review*, pp. 2-16.

Sims, C. A. (1992). Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy. *European Economic Review*, 36, pp. 975-1000.

Sims, C. y Zha, T. (1998). Does monetary policy generate recessions? Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper No. 98/12.

Sousa, R. y Yetman, J. (2016). Inflation expectations and monetary policy. BIS Papers chapters, in: Bank for International Settlements (ed.), Inflation mechanisms, expectations and monetary policy, volume 89, pp. 41-67.

Stock, J. y Watson, M. (1989). Interpreting the Evidence on Money-Income Causality. *Journal of Econometrics* 40, pp. 161-181.

Tahir, M. (2012). Relative Importance of Monetary Transmission Channels: A Structural Investigation: A case of

Brazil, Chile, and Korea. University of Lyon Working paper Series.

Taylor, J. (1995). The Monetary Transmission Mechanism: An Empirical Framework. *Journal of Economic Perspectives*, 9 (4), pp. 11-26.

Vásquez, H. (2006). Dinámica de corto y largo plazo del tipo de cambio y los precios. *Revista Oeconomía*, publicación interna del Banco Central de la República Dominicana.

Williams, O. (2001). The Transmission of Monetary Policy in the Dominican Republic. Working Paper, International Monetary Fund, Washington D.C.

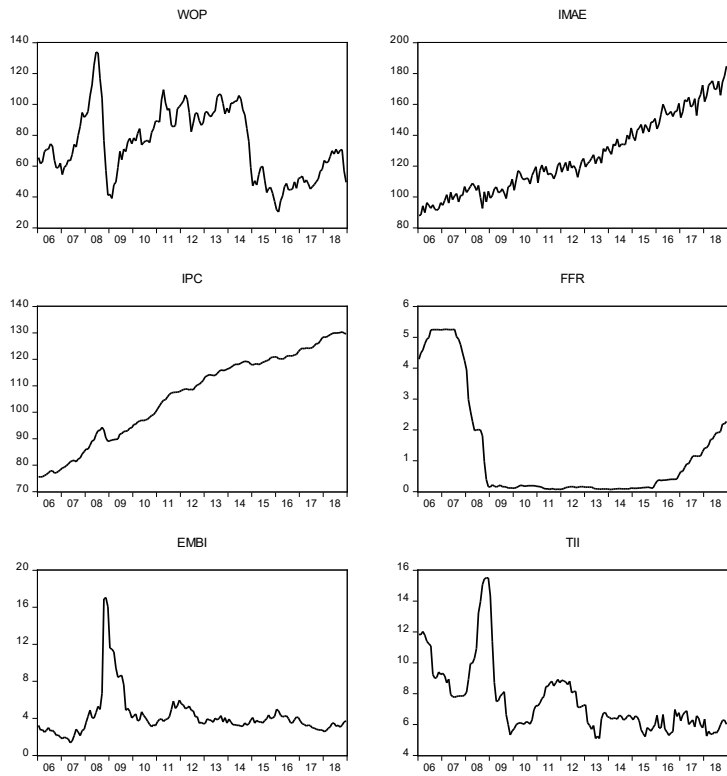
Williams, O. y Adedeji, O. (2004). Inflation Dynamics in the Dominican Republic. *IMF Working Paper*.

Wuryandani, G., Ikram, M. y Handayani, D. (2003). Monetary Policy Transmission Through Inflation Expectation Channel, Transmission Mechanism of Monetary Policy in Indonesia. Bank Indonesia.

ANEXOS

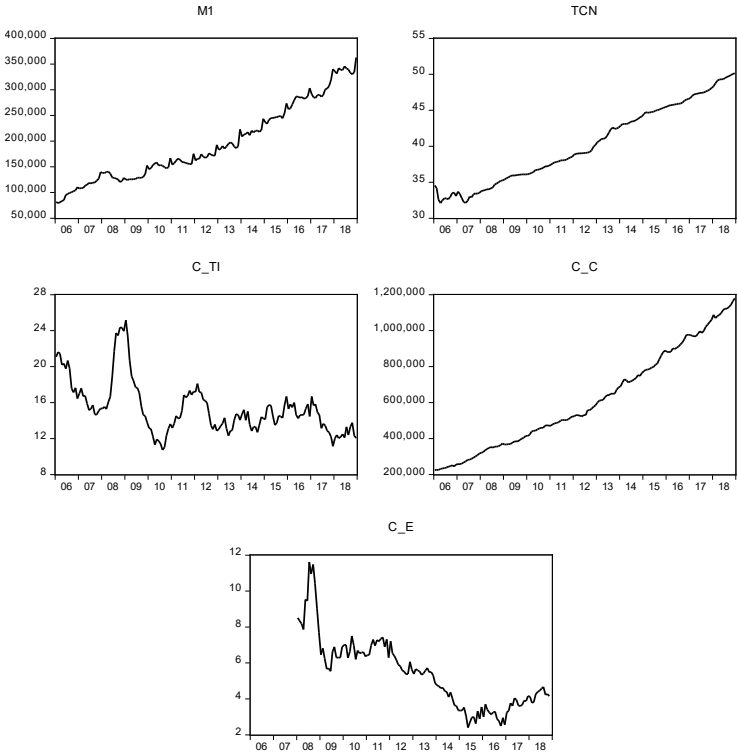
Anexo A1

Evolución histórica de series en niveles



Anexo A1

Evolución histórica de series en niveles



Anexo A2

Estadísticas descriptivas de series en niveles

Variable	Obs.	Mínimo	Media	Mediana	Máximo	Desv. Estándar	Asimetría	Curtosis
WOP	156	30.32	74.37	73.39	133.88	22.42	0.1995	2.2591
IMAE	156	88.00	126.23	120.40	184.77	24.73	0.4696	2.0954
IPC	156	75.55	106.20	108.78	130.38	16.62	-0.3608	1.8368
FFR	156	0.07	1.23	0.19	5.26	1.75	1.4558	3.5692
EMBI	156	1.36	4.22	3.71	17.05	2.39	3.3972	16.5931
TII	156	5.10	7.56	6.65	15.51	2.24	1.7072	5.9077
M1	156	79,387.80	195,055.73	171,904.92	362,717.35	74,439.70	0.5363	2.1388
TCN	156	32.11	40.25	39.07	50.15	5.43	0.1824	1.7044
C ^{TI}	156	10.74	15.42	14.67	25.17	2.96	1.2789	4.5593
C ^C	156	224,758.26	612,830.18	530,397.86	1,179,499.41	275,296.75	0.3869	1.9324
C ^E	131	2.40	5.39	5.42	11.61	1.95	0.7832	3.6124

Leyenda:

- WOP : Precio mundial del petróleo
IMAE : Índice Mensual de Actividad Económica
IPC : Índice de Precios al Consumidor
FFR : Tasa de fondos federales (*Federal Funds Rate*)
EMBI : Premio por riesgo
TII : Tasa de Interés Interbancaria
M1 : Agregado monetario M1
TCN : Tipo de cambio nominal
C^{TI} : Tasa de interés activa ponderada de los bancos múltiples
C^C : Total de préstamos otorgados por las entidades financieras
C^E : Expectativas de inflación 12 meses

Anexo A3

Pruebas de raíces unitarias y estacionariedad

Se reportan en la siguiente tabla los *p-values* para los diferentes *tests*, excepto para el KPSS. El nivel de significancia considerado para rechazar o no las hipótesis nulas es del 5%.

Pruebas:	Dickey-Fuller Aumentado (1)			Phillips-Perron (2)			KPSS (3)	
Variables en Niveles*								
Variable:	A	B	C	A	B	C	A (LM-S)	B (LM-S)
WOP	0.0004	0.0018	0.0000	0.0131	0.0544	0.0009	0.1657	0.0805
IMAE	0.0073	0.0326	0.0954	0.0000	0.0000	0.0112	0.1119	0.1129
IPC	0.0307	0.0178	0.2498	0.0753	0.0656	0.0632	0.7859***	0.0523
EMBI	0.0077	0.0302	0.0006	0.0064	0.0266	0.0005	0.1600	0.0636
FFR	0.0040	0.9545	0.0407	0.4393	0.9835	0.0835	0.6317**	0.3115***
TII	0.0644	0.0117	0.1766	0.0891	0.1076	0.1805	0.9388***	0.0604
M1	0.0681	0.1782	0.1232	0.1036	0.2347	0.0809	0.2811	0.1552**
TCN	0.0012	0.0171	0.0065	0.0012	0.0147	0.0020	0.1211	0.0709
Variables sin tendencia								
TII	0.0010	0.0061	0.0000	0.0167	0.0724	0.0011	0.0284	0.0284
M1	0.0018	0.0106	0.0001	0.0034	0.0196	0.0002	0.0293	0.0293
Variables en Primeras Diferencias								
WOP	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0255	0.0244
IMAE	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.2844	0.1706**
IPC	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0245	0.0245
EMBI	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.1104	0.1067
FFR	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.4947**	0.0790
TII	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0467	0.0276
M1	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0374	0.0369
TCN	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.2180	0.0946

*Las variables en niveles a las que se hace referencia a partir de esta parte corresponde a las series ya expresadas en tasas de crecimiento interanual, excepto la FFR y la TI.

Consideraciones:

- 1) *Test* de Dickey-Fuller Aumentado, bajo el Criterio de Información de Schwarz y 12 rezagos máximo. La hipótesis nula es que la serie tiene una raíz unitaria. Valores en “negrita” indican que se rechaza la hipótesis nula bajo las condiciones señaladas y que la serie es estacionaria.
- 2) *Test* de Phillips-Perron, bajo el método de estimación espectral Bartlett Kernel y ancho de bandas Newey-West. La hipótesis nula es que la serie tiene una raíz unitaria. Valores en “negrita” indican que se rechaza la hipótesis nula bajo las condiciones señaladas y que la serie es estacionaria.
- 3) *Test* de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, bajo el método de estimación espectral Bartlett Kernel y ancho de bandas

Newey-West. La hipótesis nula es que la serie es estacionaria. Se reportan los valores del estadístico LM del *test*. Los valores críticos incluyendo el intercepto en el *test* son: 0.7390, 0.4630 y 0.3470 para niveles de significancia de 1%, 5% y 10% respectivamente. Si se incluye tendencia e intercepto, los valores críticos en su lugar son: 0.2160, 0.1460 y 0.1190. Valores en “negrita” indican que NO se rechaza la hipótesis nula bajo las condiciones señaladas y que la serie es estacionaria. Valores que no estén en negrita y con asteriscos (*) indican que se rechaza la hipótesis nula, lo que implica que la serie NO es estacionaria. (Con * se rechaza al 10%, ** se rechaza al 5%, *** se rechaza al 1%).

Opciones para los tests:

A: Incluyendo intercepto en el *test*.

B: Incluyendo tendencia e intercepto en el *test*.

C: Sin incluir intercepto no tendencia.

Nota: Valores “subrayados” indican las opciones correctas que se deben considerar en las pruebas correspondientes, según el grado de significancia del intercepto o tendencia que reflejan las estimaciones.

Comentarios respecto a las pruebas de raíces unitarias

Variable:	Pruebas		
	ADF	PP	KPSS
WTI	La constante y tendencia de la serie en niveles no son significativas. La opción final a considerar de los tests es la que no incluye intercepto ni tendencia (opción C), para la cual, en ambos casos, se puede concluir que la serie es estacionaria.		Solo la constante es significativa, pero igualmente los resultados indican que la serie es estacionaria.

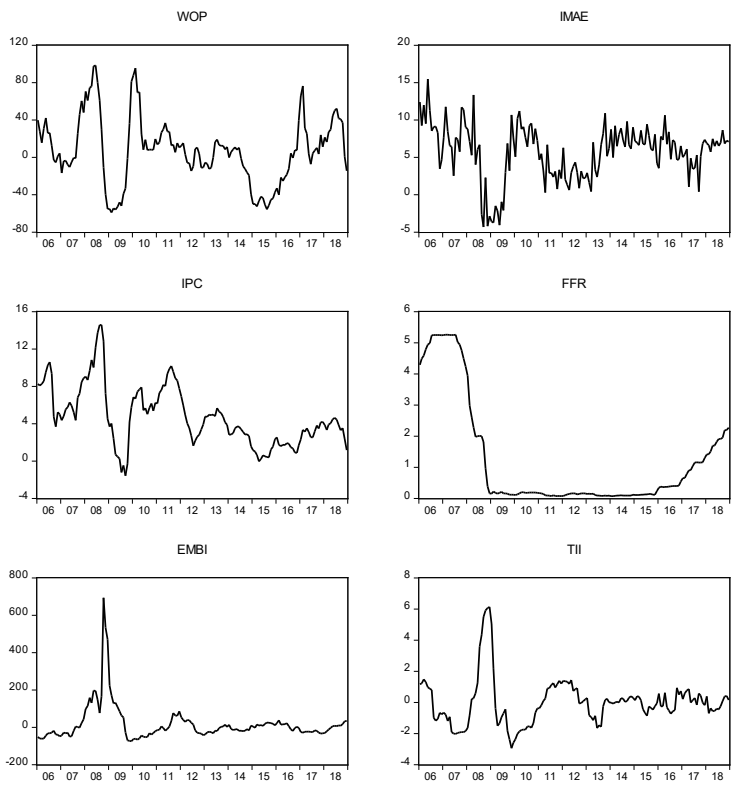
	Decisión/justificación: Todas las pruebas y criterios señalan que la serie en niveles es estacionaria, por lo que se incluirá en los modelos como tal.		
IMAE	La tendencia no es significativa, pero sí lo es el intercepto. La opción final a considerar debe incluir el intercepto (opción A), con la cual se concluye en ambas pruebas que la serie es estacionaria.		Solo la constante es significativa, pero igualmente los resultados indican que la serie es estacionaria.
	Decisión/justificación: Todas las pruebas en base a las opciones señaladas reflejan que la serie en niveles es estacionaria, por lo que se incluirá la misma como tal en los modelos.		
IPC	Tanto el intercepto como la tendencia son significativas; la opción del <i>test</i> a considerar debe incluir los mismos (opción B). Se concluye con ésta que la serie es estacionaria.	Ni el intercepto ni la tendencia son significativos; la opción del <i>test</i> a considerar no debe incluirlos (opción C). Bajo esta, la serie no es estacionaria.	Tanto el intercepto como la tendencia son significativas; la opción del <i>test</i> a considerar debe incluir los mismos (opción B). Se concluye con ésta que la serie es estacionaria.
	Decisión/justificación: Dos de las tres pruebas favorecen la estacionariedad de la serie. El único <i>test</i> que no aprueba la estacionariedad de la serie es el de PP, sin embargo a un nivel de significancia de un 6.5%, se podría rechazar la hipótesis de que la serie tiene una raíz unitaria y por lo tanto la serie sería estacionaria. Por las razones anteriores, se trabajó con la serie en niveles en los modelos.		
FFR	Ni el intercepto ni la tendencia son significativos; la opción del <i>test</i> a considerar no debe incluirlos (opción C). Bajo esta, la serie es estacionaria.	Tanto el intercepto como la tendencia son significativas; la opción del <i>test</i> a considerar debe incluir los mismos (opción B). Se concluye con ésta que la serie no es estacionaria.	Tanto el intercepto como la tendencia son significativas; la opción del <i>test</i> a considerar debe incluir los mismos (opción B). Se concluye con ésta que la serie no es estacionaria.
	Decisión/justificación: Solo el <i>test</i> de ADF apoya la estacionariedad de la serie. Las demás pruebas sostienen que la serie no es estacionaria con las opciones que corresponden.		
	Un punto importante a considerar en esta serie es el quiebre estructural que se puede apreciar, en primer lugar, en el gráfico histórico. Por esta razón, se realizó un <i>test</i> de raíz unitaria con cambio estructural considerando la opción de constante y tendencia ya que son significativas, cantidad de rezagos basado en el criterio de selección de Schwarz, y selección del punto de quiebre con el método <i>Dickey-Fuller min-t</i> . Con esto, se rechaza al 5% la hipótesis nula de que la serie tiene raíz unitaria, lo que sugiere que la serie es estacionaria y, por ello, se incluyó como tal (serie en niveles) en el modelo correspondiente.		

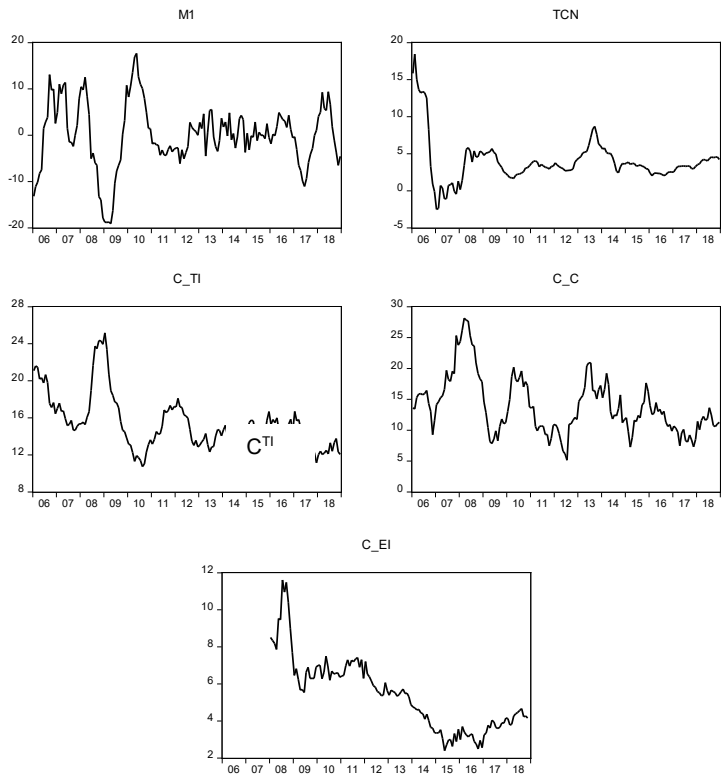
Variable:	Pruebas		
	ADF	PP	KPSS
EMBI	Ni el intercepto ni la tendencia son significativos; la opción del <i>test</i> a considerar no debe incluirlos (opción C). Bajo esta, la serie es estacionaria.		Tanto el intercepto como la tendencia son significativas; la opción del <i>test</i> a considerar debe incluir los mismos (opción B). Se concluye con ésta que la serie es estacionaria.
	Decisión/justificación: Todas las pruebas y criterios señalan que la serie en niveles es estacionaria, por lo que se incluirá en el modelo correspondiente como tal.		
TII	Tanto el intercepto como la tendencia son significativas; la opción del <i>test</i> a considerar debe incluir los mismos (opción B). Se concluye con ésta que la serie es estacionaria.	Ni el intercepto ni la tendencia son significativos; la opción del <i>test</i> a considerar no debe incluirlos (opción C). Bajo esta, la serie no es estacionaria.	Tanto el intercepto como la tendencia son significativas; la opción del <i>test</i> a considerar debe incluir los mismos (opción B). Se concluye con ésta que la serie es estacionaria.
	Decisión/justificación: Dos de las tres pruebas en cuestión favorecen la estacionariedad de la serie y estos indican que el componente de tendencia es significativo, el cual a simple vista puede apreciarse en el gráfico en niveles y en la realidad (tendencia a la baja). Sin embargo, en el <i>test</i> de PP no hay estacionariedad. Se decidió extraer la tendencia de la serie para conseguir la estacionariedad en todos los <i>tests</i> , usando el filtro de Hodrick-Prescott.		
M1	La tendencia no es significativa, pero sí lo es el intercepto. La opción final a considerar debe incluir el intercepto (opción A), con la cual la serie no es estacionaria.	Ni el intercepto ni la tendencia son significativos; la opción del <i>test</i> a considerar no debe incluirlos (opción C). Bajo esta, la serie no es estacionaria.	Tanto el intercepto como la tendencia son significativas; la opción del <i>test</i> a considerar debe incluir los mismos (opción B). Se concluye con ésta que la serie no es estacionaria.
	Decisión/justificación: Los resultados de los tres <i>tests</i> con las opciones que se deben considerar coinciden en que la serie no es estacionaria a un nivel de significancia del 5%, pero sí lo sería al 10%. La tendencia es significativa según el <i>test</i> de KPSS. En este caso, se procedió a extraer el componente de tendencia de la serie en lugar de diferenciarla para perder menos información, y se verificó que luego de esta operación todos los <i>tests</i> coinciden en que la serie es estacionaria.		
TCN	La tendencia no es significativa, pero sí lo es el intercepto. La opción final a considerar debe incluir el intercepto (opción A), con la cual la serie es estacionaria.		Tanto el intercepto como la tendencia son significativas; la opción del <i>test</i> a considerar debe incluir los mismos (opción B). Se concluye con

		ésta que la serie es estacionaria.
	Decisión/justificación: Todas las pruebas y criterios señalan que la serie en niveles es estacionaria, por lo que se incluirá en los modelos como tal.	

Anexo A4

Evolución histórica de las series transformadas
usadas en los modelos





Fuente: Elaboración propia.

Anexo A5

Rezagos óptimos en base a criterios de información

Modelo 1: WOP IMAE IPC FFR TII M1 TCN

Criterios de Selección de Orden de Rezagos VAR
Variables endógenas: WOP IMAE IPC FFR TII M1 TCN
Variables exógenas: C
Muestra: 2006M01 2018M12
Observaciones incluidas: 144

Rezago	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-2560.903	NA	7276670.	35.665	35.810	35.724
1	-1525.481	1955.798	8.172	21.965	23.120*	22.434
2	-1445.991	142.419	5.375	21.542	23.707	22.421*
3	-1383.888	105.230	4.533	21.360	24.536	22.650
4	-1314.019	111.597	3.468	21.070	25.256	22.771
5	-1266.226	71.690	3.659	21.086	26.284	23.198
6	-1224.839	58.057	4.299	21.192	27.400	23.715
7	-1184.933	52.100	5.281	21.319	28.537	24.252
8	-1107.552	93.501	3.972	20.924	29.153	24.268
9	-1018.751	98.668	2.645	20.372	29.611	24.126
10	-934.275	85.650*	1.958*	19.879	30.129	24.044
11	-877.089	52.420	2.243	19.765	31.026	24.341
12	-802.1846	61.380	2.159	19.405*	31.676	24.392

*Indica orden de rezago seleccionado por el criterio
LR: Estadístico LR secuencial modificado (cada *test* al nivel del 5%)
FPE: Error de predicción final
AIC: Criterio de información Akaike
SC: Criterio de información Schwarz
HQ: Criterio de información Hannan-Quinn

Modelo 2: WOP IMAE IPC EMBI TII M1 TCN

Criterios de Selección de Orden de Rezagos VAR

Variables endógenas: WOP IMAE IPC EMBI TII M1 TCN

Variables exógenas: C

Muestra: 2006M01 2018M12

Observaciones incluidas: 144

Rezago	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-3148.638	NA	2.55e+10	43.828	43.973	43.887
1	-2378.881	1453.985	1147915.	33.818	34.973*	34.287*
2	-2326.072	94.617	1093675.	33.765	35.930	34.645
3	-2261.858	108.806	895671.5	33.554	36.730	34.844
4	-2180.692	129.641	585820.2	33.107	37.293	34.808
5	-2130.326	75.549	596304.2	33.088	38.285	35.200
6	-2083.037	66.337	645541.2	33.112	39.319	35.634
7	-2036.172	61.185	719970.8	33.141	40.360	36.074
8	-1988.298	57.847	815773.3	33.157	41.386	36.501
9	-1911.485	85.348	641678.4	32.771	42.010	36.525
10	-1829.771	82.849*	493656.8*	32.316	42.566	36.481
11	-1768.622	56.054	535099.0	32.148	43.408	36.723
12	-1705.185	51.983	603969.2	31.947*	44.218	36.933

*Indica orden de rezago seleccionado por el criterio

LR: Estadístico LR secuencial modificado (cada *test* al nivel del 5%)

FPE: Error de predicción final

AIC: Criterio de información Akaike

SC: Criterio de información Schwarz

HQ: Criterio de información Hannan-Quinn

Anexo A6

Causalidad de Granger/Bloque de exogeneidad-Pruebas de Wald

Modelo 1: WOP IMAE IPC FFR TII M1 TCN

Muestra: 2006M01 2018M12
Observaciones incluidas: 155

Variable dependiente: WOP				Variable dependiente: TII			
Excluidas	Chi-cuad	gl	Prob.	Excluidas	Chi-cuad	gl	Prob.
IMAE	0.2803	1	0.5965	WOP	4.6780	1	0.0306
IPC	1.1694	1	0.2795	IMAE	1.4995	1	0.2208
FFR	0.1155	1	0.7339	IPC	4.3276	1	0.0375
TII	12.7197	1	0.0004	FFR	4.5667	1	0.0326
M1	1.5734	1	0.2097	M1	0.7957	1	0.3724
TCN	0.2765	1	0.5990	TCN	0.9799	1	0.3222
Todas	31.1323	6	0.0000	Todas	30.7097	6	0.0000
Variable dependiente: IMAE				Variable dependiente: M1			
Excluidas	Chi-cuad	gl	Prob.	Excluidas	Chi-cuad	gl	Prob.
WOP	2.4332	1	0.1188	WOP	0.3305	1	0.5654
IPC	5.6278	1	0.0177	IMAE	16.3605	1	0.0001
FFR	5.3664	1	0.0205	IPC	0.5567	1	0.4556
TII	3.7941	1	0.0514	FFR	0.1247	1	0.7240
M1	7.2970	1	0.0069	TII	12.9017	1	0.0003
TCN	9.7124	1	0.0018	TCN	0.7983	1	0.3716
Todas	35.6306	6	0.0000	Todas	41.7668	6	0.0000
Variable dependiente: IPC				Variable dependiente: TCN			
Excluidas	Chi-cuad	gl	Prob.	Excluidas	Chi-cuad	gl	Prob.
WOP	18.5984	1	0.0000	WOP	0.9498	1	0.3298
IMAE	0.2884	1	0.5912	IMAE	3.7971	1	0.0513
FFR	0.1996	1	0.6550	IPC	1.3098	1	0.2524
TII	4.6221	1	0.0316	FFR	8.2899	1	0.0040
M1	1.7161	1	0.1902	TII	0.1107	1	0.7393
TCN	1.0476	1	0.3061	M1	3.2097	1	0.0732
Todas	40.8614	6	0.0000	Todas	16.0159	6	0.0137

Variable dependiente: FFR			
Excluidas	Chi-cuad	gl	Prob.
WOP	3.3019	1	0.0692
IMAE	0.4434	1	0.5055
IPC	24.1778	1	0.0000
TII	0.0854	1	0.7701
M1	0.0005	1	0.9828
TCN	20.1095	1	0.0000
Todas	58.7191	6	0.0000

Modelo 2: WOP IMAE IPC EMBI TII M1 TCN

Muestra: 2006M01 2018M12

Observaciones incluidas: 155

Variable dependiente: WOP			
Excluidas	Chi-cuad	gl	Prob.
IMAE	0.5797	1	0.4464
IPC	1.5863	1	0.2079
EMBI	1.0220	1	0.3120
TII	14.0628	1	0.0002
M1	1.3530	1	0.2448
TCN	0.0696	1	0.7919
Todas	32.2299	6	0.0000

Variable dependiente: TII			
Excluidas	Chi-cuad	gl	Prob.
WOP	8.0911	1	0.0044
IMAE	0.7077	1	0.4002
IPC	0.5988	1	0.4390
EMBI	3.8538	1	0.0496
M1	0.2479	1	0.6185
TCN	0.2289	1	0.6324
Todas	29.8738	6	0.0000

Variable dependiente: IMAE			
Excluidas	Chi-cuad	gl	Prob.
WOP	0.7724	1	0.3795
IPC	1.1691	1	0.2796
EMBI	2.6381	1	0.1043
TII	1.8523	1	0.1735
M1	5.3126	1	0.0212
TCN	6.7517	1	0.0094
Todas	32.3603	6	0.0000

Variable dependiente: M1			
Excluidas	Chi-cuad	gl	Prob.
WOP	0.4595	1	0.4979
IMAE	16.0761	1	0.0001
IPC	0.7408	1	0.3894
EMBI	0.7567	1	0.3844
TII	7.5050	1	0.0062
TCN	1.1690	1	0.2796
Todas	42.5777	6	0.0000

Variable dependiente: IPC				Variable dependiente: TCN			
Excluidas	Chi-cuad	gl	Prob.	Excluidas	Chi-cuad	gl	Prob.
WOP	14.3947	1	0.0001	WOP	2.2968	1	0.1296
IMAE	0.1516	1	0.6970	IMAE	1.4590	1	0.2271
EMBI	9.0739	1	0.0026	IPC	0.0457	1	0.8307
TII	0.3787	1	0.5383	EMBI	0.4888	1	0.4845
M1	2.9781	1	0.0844	TII	0.2122	1	0.6450
TCN	3.0931	1	0.0786	M1	2.0876	1	0.1485
Todas	52.1871	6	0.0000	Todas	7.8267	6	0.2511

Variable dependiente: EMBI			
Excluidas	Chi-sq	df	Prob.
WOP	0.7743	1	0.3789
IMAE	3.6188	1	0.0571
IPC	14.0910	1	0.0002
TII	4.0448	1	0.0443
M1	0.4076	1	0.5232
TCN	1.8486	1	0.1739
Todas	35.3242	6	0.0000

Anexo A7

Pruebas Wald de exclusión de rezagos VAR

Modelo 1: WOP IMAE IPC FFR TII M1 TCN

Pruebas Wald de exclusión de rezagos VAR
Muestra: 2006M01
2018M12
Observaciones incluidas:
155

Estadísticas de pruebas Chi-cuadrado para exclusión
de rezagos
Números en [] son *p-va-*
lues

	WOP	IMAE	IPC	FFR	TII	M1	TCN	Conjunto
Re-								
zago 1	1086.188	189.730	1686.164	30923.22	1105.580	772.4377	1626.092	38204.45
	[0.0000] 0.0000 [0.0000] [0.0000] [0.0000] [0.0000] [0.0000] [0.0000]							
gl	7	7	7	7	7	7	7	49

Modelo 2: WOP IMAE IPC EMBI TII M1 TCN

Pruebas Wald de exclusión de rezagos VAR
Muestra: 2006M01
2018M12
Observaciones inclui-
das: 155

Estadísticas de pruebas Chi-cuadrado para exclu-
sión de rezagos
Números en [] son *p-values*

	WOP	IMAE	IPC	EMBI	TII	M1	TCN	Conjunto
Re-								
zago								
1	1093.786	183.700	1796.680	509.561	1099.688	776.3873	1537.020	6336.015
	[0.0000] 0.0000 [0.0000] 0.0000 [0.0000] [0.0000] [0.0000] [0.0000]							
gl	7	7	7	7	7	7	7	49

Anexo A8

Estimaciones VAR

Modelo 1: WOP IMAE IPC FFR TII M1 TCN

Muestra (ajustada): 2006M02 2018M12

Observaciones incluidas: 155 después de ajustes

Errores estándar en () y estadísticos-t en []

	WOP	IMAE	IPC	FFR	TII	M1	TCN
WOP(-1)	0.954224 (0.04287)	0.013237 (0.00849)	0.013709 (0.00318)	0.000764 (0.00042)	0.003964-0.005637 (0.00183) (0.00981)	0.002837 (0.00291)	
	[-						
	[22.2593] [1.55986] [4.31259] [1.81710] [2.16288] 0.57490] [0.97456]						
IMAE(-1)	0.195404 (0.36910)	0.389880 (0.07307)	0.014700 (0.02737)	0.002409 (0.00362)	0.019322 (0.01578)	0.341494 (0.08443)	0.048837 (0.02506)
	[0.52940] [5.33586] [0.53707] [0.66585] [1.22454] [4.04481] [1.94863]						
IPC(-1)	-0.568750 (0.52595)	-0.246996 (0.10412)	0.877136 (0.03900)	-0.025354 (0.00516)	0.046774 (0.02248)	0.089758 (0.12030)	0.040871 (0.03571)
	[-						
	[-1.08138] 2.37230] [22.4900] 4.91710] [2.08028] [0.74609] [1.14445]						
FFR(-1)	0.232437 (0.68379)	0.313578 (0.13536)	0.022656 (0.05071)	0.995599-0.062469-0.055227-0.133681 (0.00670) (0.02923) (0.15641) (0.04643)			
	[0.33992] [2.31656] [0.44682] [148.515] 2.13698] 0.35309] 2.87921]						
TII(-1)	-3.385251 (0.94919)	-0.366005 (0.18790)	-0.151324 (0.07039)	-0.002720 (0.00931)	0.901982-0.779855 (0.04058) (0.21712)	0.021446 (0.06445)	
	[-						
	[-3.56647] 1.94785] [-2.14991] 0.29228] [22.2284] 3.59190] [0.33275]						
M1(-1)	-0.272239 (0.21704)	0.116062 (0.04297)	-0.021084 (0.01609)	-4.58E-05-0.008276 (0.00213) (0.00928)	0.693903-0.026402 (0.04965) (0.01474)		
	[-						
	[-1.25433] [2.70130] [-1.31001] 0.02154] 0.89200] [13.9773] 1.79156]						
TCN(-1)	-0.210654 (0.40063)	0.247164 (0.07931)	-0.030408 (0.02971)	0.017613-0.016954-0.081878 (0.00393) (0.01713) (0.09164)	0.869903 (0.02720)		
	[-						
	[-0.52581] [3.11647] [-1.02353] [4.48436] 0.98990] 0.89348] [31.9782]						
C	2.146383	3.133367	0.446627	0.023743-0.224243-1.865435	0.113666		

	(3.05159)	(0.60410)	(0.22629)	(0.02992)	(0.13046)	(0.69801)	(0.20720)
					[-	[-	
	[0.70337]	[5.18687]	[1.97371]	[0.79364]	1.71892]	2.67249]	[0.54857]
R-cuadrado	0.880797	0.563448	0.919811	0.995269	0.882642	0.840120	0.917094
R-cuadrado							
ajus.	0.875120	0.542660	0.915992	0.995043	0.877054	0.832506	0.913146
Sum. res.							
cuad.	23020.69	902.1471	126.5875	2.212588	42.07221	1204.466	106.1366
Ecuación S.E.	12.51413	2.477308	0.927976	0.122685	0.534982	2.862455	0.849716
Estadístico-F	155.1697	27.10429	240.8805	4417.603	157.9400	110.3482	232.2989
Log verosímil.	-607.4916	-356.4403	-204.2424	109.3823	-118.8726	-378.8389	-190.5864
Akaike AIC	7.941826	4.702455	2.738612	-1.308159	1.637065	4.991469	2.562405
Schwarz SC	8.098906	4.859535	2.895692	-1.151079	1.794145	5.148549	2.719485
Media de-							
pend.	7.124935	5.638194	4.713935	1.214516	-0.007517	0.085070	3.895032
S.D. depend.	35.41235	3.663199	3.201673	1.742623	1.525743	6.994222	2.883229
Determinante covarianza residuos (gl							
ajust.)			14.66500				
Determinante covarianza residuos			10.12002				
			-				
Log verosimilitud			1718.923				
Criterio de información Akaike			22.90224				
Criterio Schwarz			24.00180				
Número de coeficientes			56				

Modelo 2: WOP IMAE IPC EMBI TII M1 TCN

Muestra (ajustada): 2006M02 2018M12

Observaciones incluidas: 155 después de ajustes

Errores estándar en () y estadísticos-t en []

	WOP	IMAE	IPC	EMBI	TII	M1	TCN
WOP(-1)	0.959904 (0.04293)	0.007560 (0.00860)	0.011766 (0.00310)	-0.141054 (0.16029)	0.005249-0.006663 (0.00185) (0.00983)	0.004547 (0.00300)	
	[22.3585]	[0.87886]	[3.79404]	0.87996]	[2.84448]	0.67784]	[1.51551]
IMAE(-1)	0.269859 (0.35443)	0.426258 (0.07102)	0.009968 (0.02560)	-2.517388 (1.32333)	0.012816 (0.01523)	0.325360 (0.08115)	0.029920 (0.02477)
	[0.76138]	[6.00210]	[0.38931]	1.90231]	[0.84127]	[4.00950]	[1.20788]
IPC(-1)	-0.623090 (0.49472)	-0.107182 (0.09913)	0.911723 (0.03574)	6.933753 (1.84713)	0.016455 (0.02126)	0.097491-0.007394 (0.11327)	(0.03457)

Criterio de información Akaike	34.72844
Criterio Schwarz	35.82800
Número de coeficientes	56

Anexo A9

Estimaciones coeficientes contemporáneos en modelos estructurales

Modelo 1: WOP IMAE IPC FFR TII M1 TCN

$H =$	$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0.0089 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -0.0319 & -0.0172 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -0.0002 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0.0023 & 0 & 0 & 0.3089 & 1 & 0 & -0.3870 \\ 0 & 0.0110 & -0.0808 & 0 & 0.0096 & 1 & 0 \\ 0.0054 & 0.0246 & -0.2110 & 1.3244 & 1.0890 & 0.0606 & 1 \end{bmatrix}$			
Coefficiente	Estimación	Error estándar	Estadístico-Z	Prob.
a_{21}	0.0089	0.0159	0.5601	0.5754
a_{31}	-0.0319	0.0054	-5.9352	0.0000
a_{41}	-0.0002	0.0008	-0.2501	0.8025
a_{51}	0.0023	0.0043	0.5362	0.5918
a_{71}	0.0054	0.0071	0.7630	0.4454
a_{32}	-0.0172	0.0272	-0.6332	0.5266
a_{62}	0.0110	0.0929	0.1185	0.9056
a_{72}	0.0246	0.0314	0.7844	0.4328
a_{63}	-0.0808	0.2483	-0.3255	0.7448
α				

a_{65}	0.0096	0.6663	0.0144	0.9885
a_{75}	1.0890	0.8388	1.2984	0.1942
a_{76}	0.0606	0.0402	1.5056	0.1322
a_{57}	-0.3870	0.4007	-0.9659	0.3341

Modelo 2: WOP IMAE IPC EMBI TII M1 TCN

$$H = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0.0056 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -0.0336 & -0.0051 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0.4317 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0.0020 & 0 & 0 & -0.0019 & 1 & 0 & -0.4385 \\ 0 & 0.0274 & -0.0252 & 0 & 0.0113 & 1 & 0 \\ 0.0084 & 0.0467 & -0.2540 & -0.0036 & 1.2620 & 0.0474 & 1 \end{bmatrix}$$

Coficiente	Estimación	Error estándar	Estadístico-Z	Prob.
a_{21}	0.0056	0.0161	0.3509	0.7256
a_{31}	-0.0336	0.0051	-6.5326	0.0000
a_{41}	0.4317	0.2979	1.4492	0.1473
a_{51}	0.0020	0.0044	0.4677	0.6400
a_{71}	0.0084	0.0081	1.0354	0.3005
a_{32}	-0.0051	0.0257	-0.1986	0.8426
a_{62}	0.0274	0.0919	0.2979	0.7657
a_{72}	0.0467	0.0353	1.3220	0.1862
a_{63}	-0.0252	0.2558	-0.0985	0.9215
a_{73}	-0.2540	0.1207	-2.1032	0.0354
a_{54}	-0.0019	0.0012	-1.6247	0.1042

a_{76}	0.0474	0.0376	1.2629	0.2066
a_{57}	-0.4385	0.3401	-1.2894	0.1973

Anexo A10

Verificación estabilidad modelos VAR

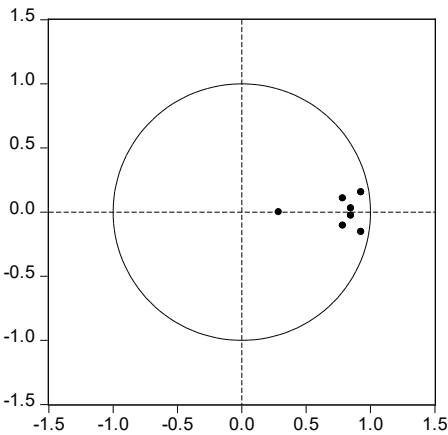
Modelo 1: WOP IMAE IPC FFR TII M1 TCN

Raíces del polinomio característico

Variables endógenas: WOP IMAE IPC FFR TII M1 TCN

Variables exógenas: C

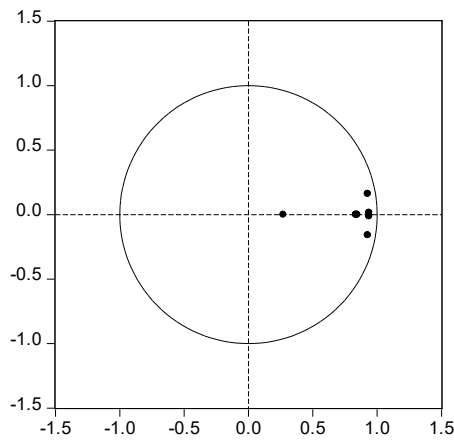
Especificación de rezagos: 1 1



Raíz	Módulo
0.927160 - 0.160082i	0.940878
0.927160 + 0.160082i	0.940878
0.937564 - 0.014107i	0.937670
0.937564 + 0.014107i	0.937670
0.847042	0.847042
0.835104	0.835104
0.271032	0.271032

Ninguna raíz se encuentra fuera del círculo unitario.
VAR satisface la condición de estabilidad.

Modelo 2: WOP IMAE IPC EMBI TII M1 TCN



Raíces del polinomio característico
Variables endógenas: WOP IMAE IPC EMBI TII M1 TCN
Variables exógenas: C
Especificación de rezagos: 1 1

Raíz	Módulo
0.927885 - 0.153972i	0.940573
0.927885 + 0.153972i	0.940573
0.848685 - 0.028703i	0.849170
0.848685 + 0.028703i	0.849170
0.786012 - 0.106221i	0.793157
0.786012 + 0.106221i	0.793157
0.287649	0.287649

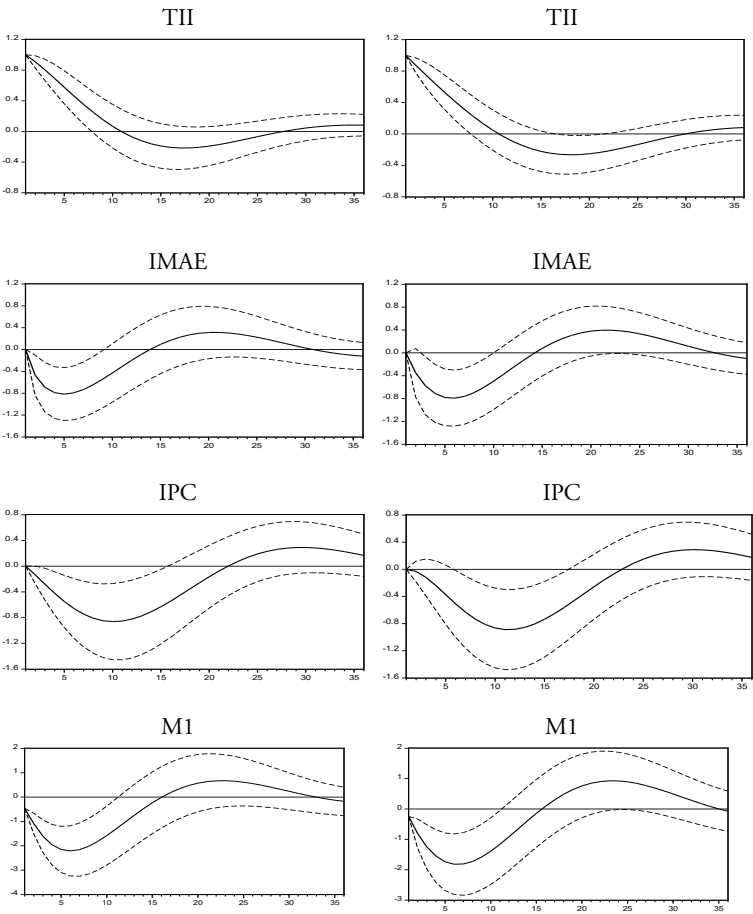
Ninguna raíz se encuentra fuera del círculo unitario.
VAR satisface la condición de estabilidad.

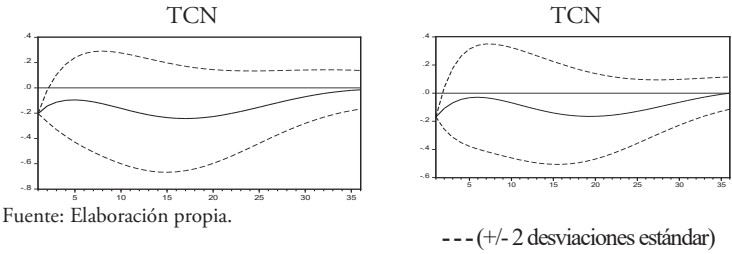
Anexo A11

Respuestas de variables domésticas ante choque de 100 p.b.
en la tasa de interés

Modelo 1: Incluyendo la FFR

Modelo 2: Incluyendo el EMBI





Anexo A12

Descomposición de varianza de las variables domésticas

Período	% de Variación debido a los choques a:						
	WOP	IMAE	IPC	FFR	TII	M1	TCN
TII							
1	0.17	0.09	0.47	1.64	97.63	0.00	0.00
6	12.69	0.73	3.47	1.80	80.27	0.64	0.40
12	36.98	0.54	3.20	1.35	55.29	1.45	1.19
18	41.51	0.76	3.36	1.20	49.98	1.59	1.60
24	40.33	0.92	4.49	1.21	49.86	1.54	1.65
30	41.27	0.91	4.72	1.19	48.69	1.60	1.61
36	41.64	0.92	4.68	1.18	48.36	1.63	1.59
IMAE							
1	0.20	99.80	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
6	0.50	80.26	3.81	0.20	7.93	3.52	3.77
12	6.68	66.27	5.97	0.32	10.45	3.46	6.85
18	12.57	60.21	5.65	0.30	9.85	3.24	8.19
24	13.05	58.44	5.77	0.35	10.68	3.15	8.56
30	13.46	57.66	6.00	0.39	10.80	3.17	8.52
36	14.25	57.00	5.97	0.39	10.76	3.20	8.43
IPC							
1	18.37	0.21	81.42	0.00	0.00	0.00	0.00
6	45.97	0.29	45.88	0.36	6.16	1.12	0.21
12	47.04	0.59	29.75	1.40	19.47	1.53	0.22
18	42.44	0.83	28.52	2.24	24.18	1.39	0.39

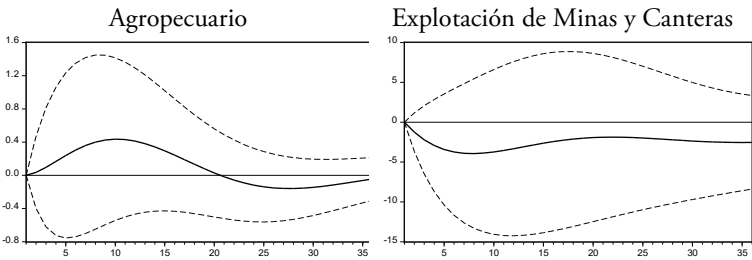
24	44.55	0.79	27.31	2.39	22.55	1.36	1.05
30	45.24	0.85	25.98	2.31	22.59	1.32	1.70
36	44.64	0.93	25.64	2.28	23.17	1.32	2.03
M1							
1	1.44	0.00	0.08	0.07	0.74	97.67	0.00
6	1.03	10.20	0.73	0.30	19.34	68.27	0.14
12	10.78	7.60	2.54	0.67	26.54	50.64	1.22
18	22.70	6.48	2.44	0.62	22.63	42.76	2.36
24	24.99	6.31	2.62	0.60	22.49	40.07	2.92
30	24.79	6.30	3.10	0.61	22.80	39.36	3.04
36	25.52	6.22	3.17	0.60	22.55	38.92	3.01
TCN							
1	0.05	0.11	1.71	0.89	1.60	2.44	93.20
6	4.06	1.64	3.29	1.60	1.01	7.99	80.42
12	13.90	1.28	3.35	2.11	1.73	10.31	67.32
18	19.08	1.22	3.02	2.35	3.51	10.65	60.16
24	19.79	1.32	2.93	2.53	4.90	10.53	58.00
30	19.64	1.38	2.90	2.72	5.30	10.44	57.62
36	19.54	1.39	2.94	2.87	5.31	10.39	57.55

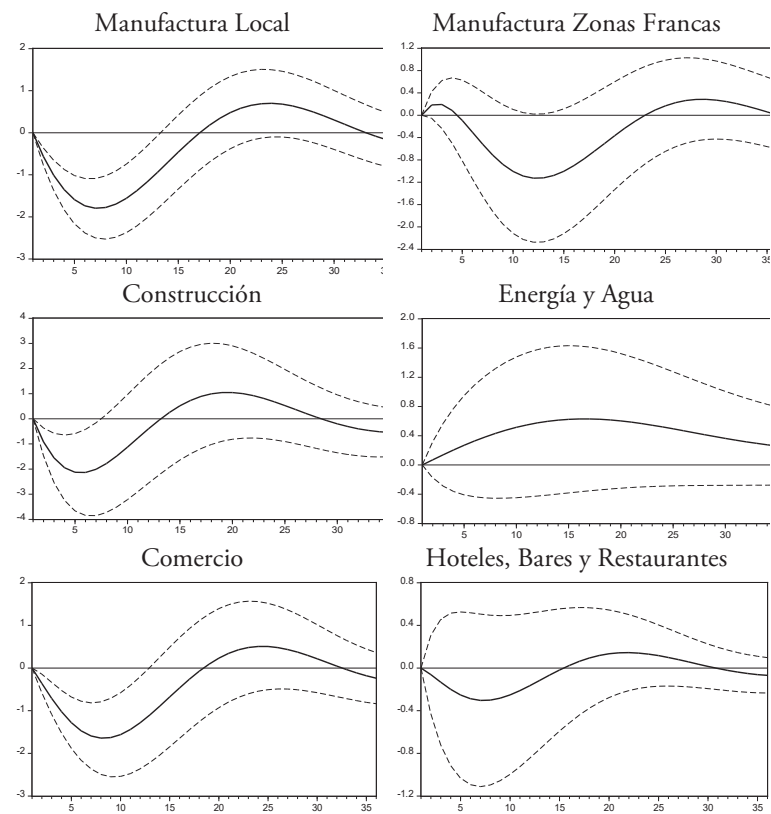
Orden de Cholesky: WOP IMAE IPC FFR TII M1 TCN

*Con grados de libertad ajustados

Anexo A13

Efectos de PM sobre crecimiento interanual del IMAE por
sectores económicos
(Impulso de 100 p.b. a la tasa de interés)



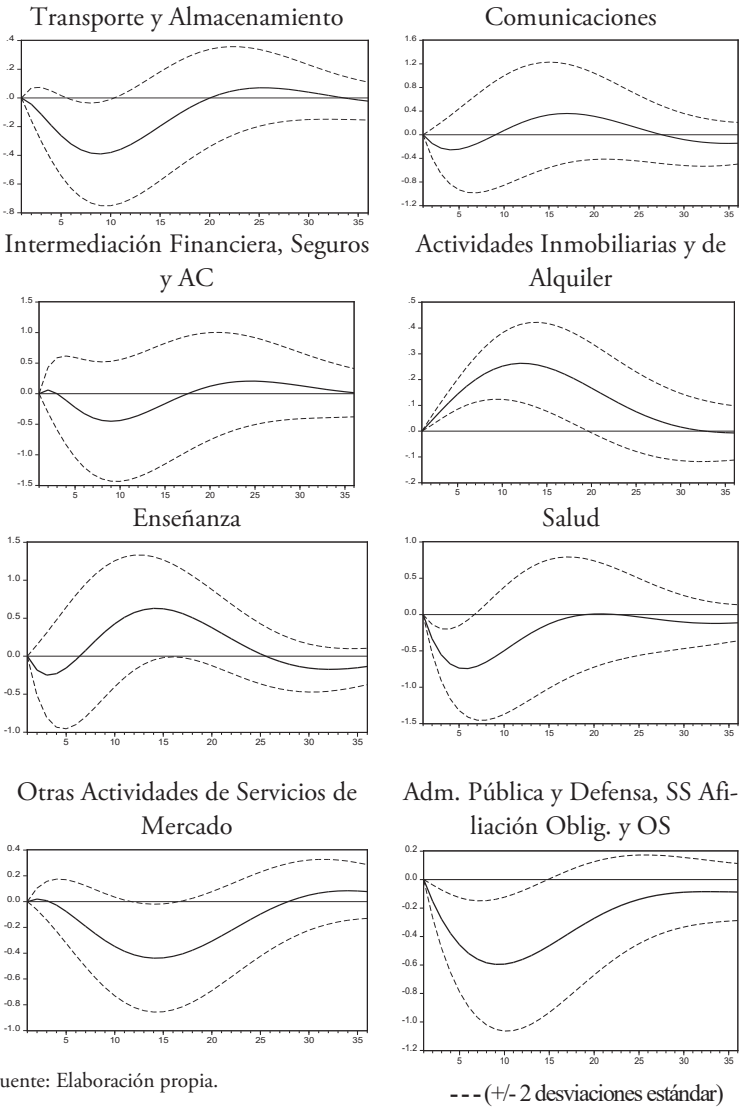


Fuente: Elaboración propia.

--- (+/- 2 desviaciones estándar)

Anexo A13

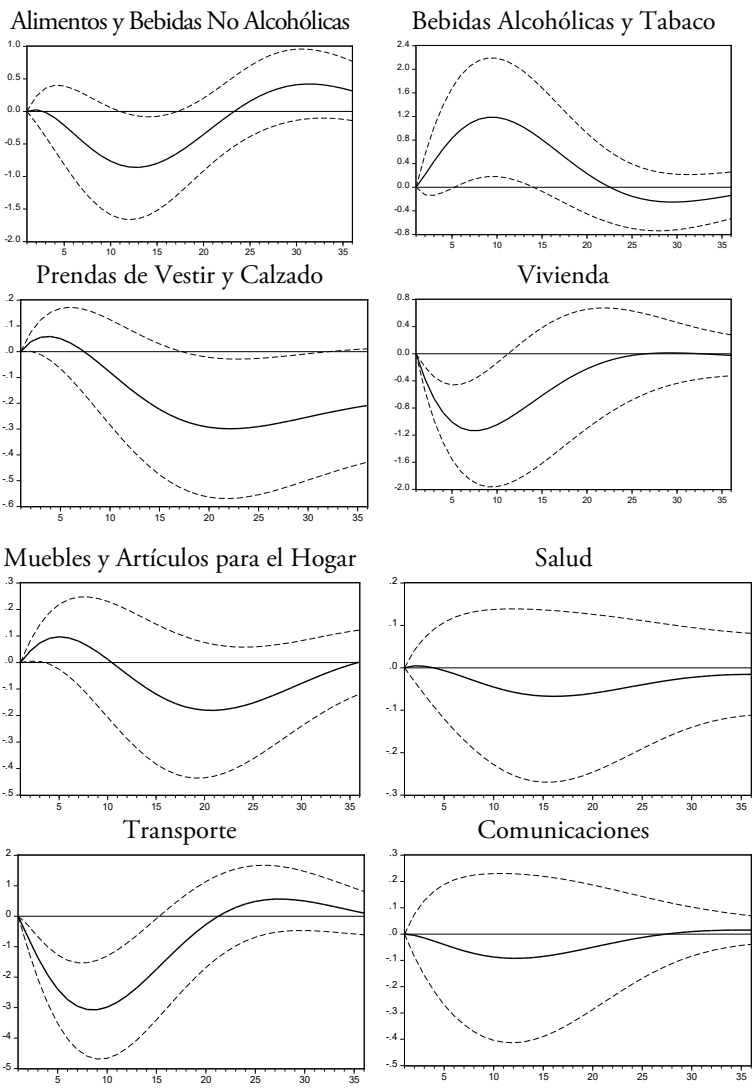
Efectos de PM sobre crecimiento interanual IMAE
por sectores económicos
(Impulso de 100 p.b. a la tasa de interés)

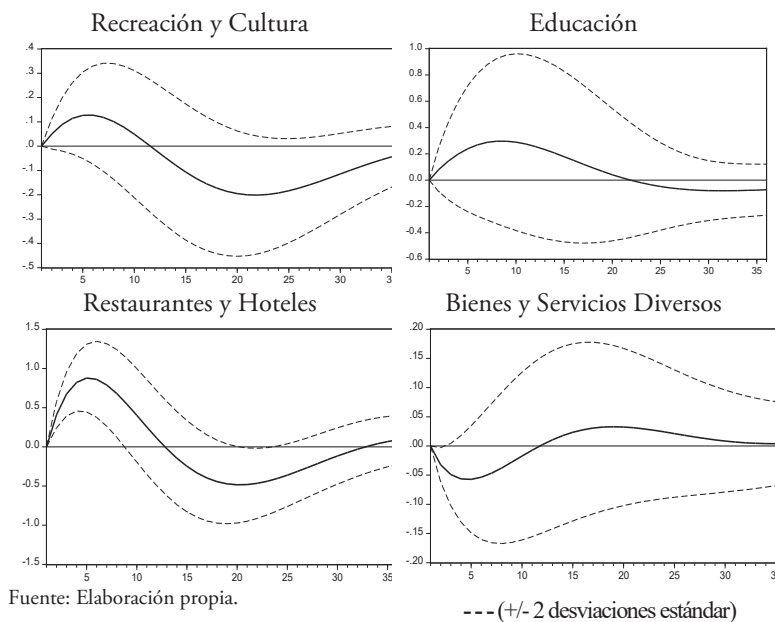


Fuente: Elaboración propia.

Anexo A14

Efectos de PM sobre crecimiento interanual IPC por grupos de bienes y servicios
(Impulso de 100 p.b. a la tasa de interés interbancaria)





Anexo A15

Combinando los efectos sectoriales de la política monetaria

Los resultados presentados en la sección 5.2, con los efectos estimados (funciones impulso respuesta -FIR- ante un shock de TII de 100 p.b.) para 16 sectores económicos y los 12 grupos de productos (bienes y servicios) del IPC, pueden ser combinados para distintos fines útiles.

La estrategia general es simple y directa: se define un vector de ponderadores $W_{(n \times 1)}$, con los pesos específicos de cada subgrupo, que multiplica a una matriz $F_{(t \times n)}$ que recoge las funciones impulso respuesta estimadas de cada subgrupo por los distintos periodos de tiempo contemplados. De esta manera se obtiene un vector $C_{(t \times 1)} = F \cdot W$, el cual recoge la combinación particular que se busca. Además, existen dos vectores columna

FIR^A y FIR^P que contienen las funciones impulso respuestas estimadas con los indicadores agregados (IMAE e IPC) y que serían aproximadas con las combinaciones que se construyan.

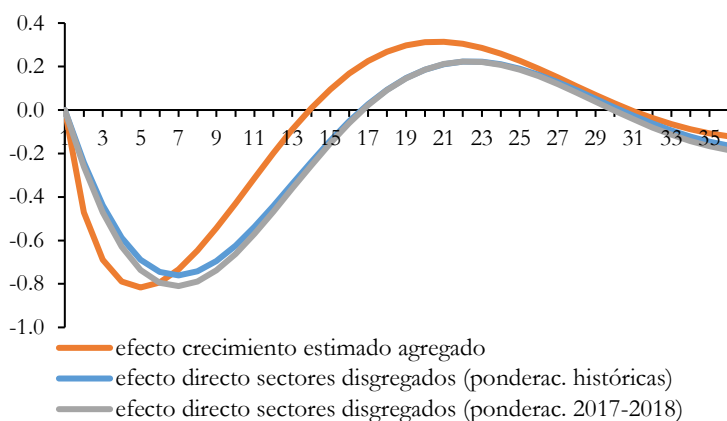
Así, en el caso de la actividad económica (IMAE) se define $S=\{1,\dots,s\}$ como el conjunto de sectores, mientras que para los precios (IPC) se define $G=\{1,\dots,g\}$ como el conjunto de grupos de productos. Aplicando la definición anterior $C^{AE}=F_{(txs)}*W^{AE}_{(sx1)}$ como el vector de impulso respuesta combinado para crecimiento económico, en tanto que $C^{IP}=F_{(txg)}*W^{IP}_{(gx1)}$ es el vector de impulso respuesta combinado para inflación interanual. En los estimados se usa un horizonte temporal hasta $T=36$ (3 años).

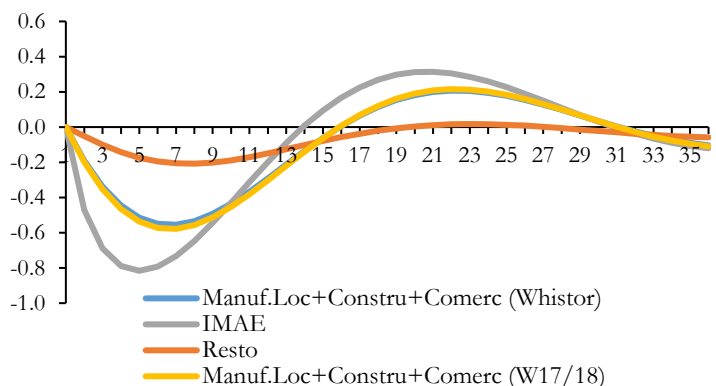
En ambos casos, el supuesto principal al comparar los combinados con el efecto agregado o total que se estima con los SVAR para IMAE e IPC es que los efectos cruzados entre subgrupos son de menor magnitud o se compensan en equilibrio general. Este planteamiento se valida con el valor mediano (-84%) de los ratios en las secuencias $\{C^{AE}/FIR^A\}$ y $\{C^{IP}/FIR^P\}$ entre $t=2$ y $t=36$.

En el caso particular del IMAE, se asumen dos cuestiones específicas adicionales: (i) que el impacto marginal del componente fiscal (impuestos netos a la producción) es poco relevante (recuérdese que el IMAE reproduce el PIB con el método de VA, pero en frecuencia mensual); (ii) a corto plazo los ajustes o cambios de los precios relativos (deflatores) y el movimiento de factores/insumos de producción no son tan significativos. Estas asunciones son necesarias porque el ponderador W^{AE} se basa en las participaciones de cada sector económico en el PIB nominal, pero los índices de las actividades son series de valores de volumen (encadenados). Se definen dos ponderadores alternativos: (1) los promedios de participaciones en el periodo completo utilizado (2006-2018); (2) las participaciones en el

PIB trimestral para 2017 y 2018. Con ambos vectores de ponderadores el periodo de elasticidad máxima se alcanza en el mes 7, con respuesta de -0.76 y -0.81, ligeramente menores que el valor obtenido con el IMAE agregado.

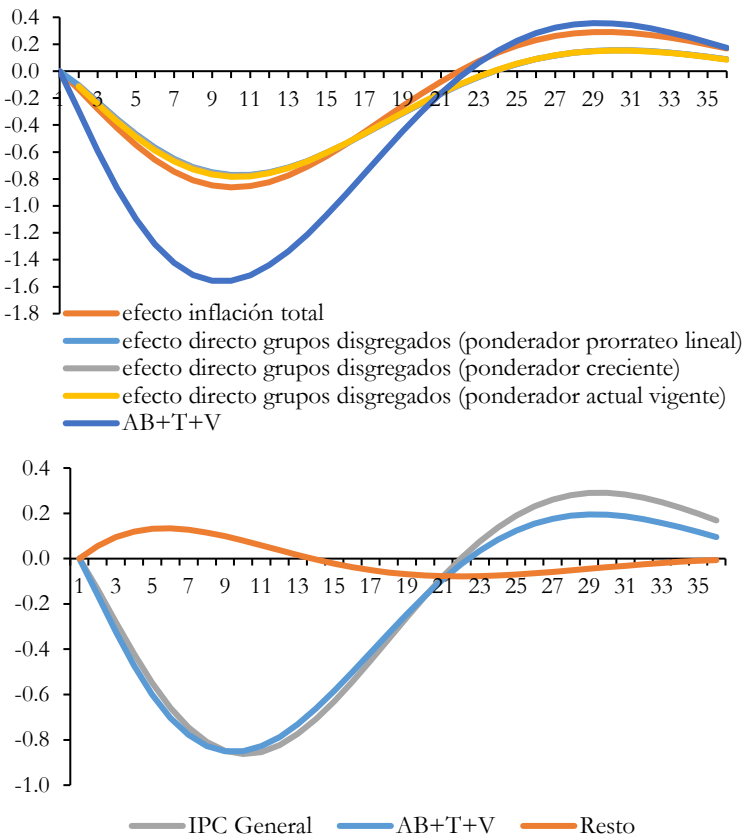
Por otro lado, este método permite evidenciar el peso relativo en las respuestas de los 3 sectores más grandes (manufactura local, construcción y comercio), que aportan casi tres cuartas partes (73% en promedio en el primer año y un valor mediano de 75% del ratio de la sub-combinación vis a vis el índice total), aunque su participación actual es alrededor de un tercio del PIB (32.4%). La respuesta combinada (de -1.8 en términos brutos) tiene una incidencia de -0.555 bajo los ponderadores históricos y de -0.578 bajo los ponderadores actuales, mientras que todo el resto de actividades económicas, con una participación conjunta en el PIB de 60.6%-62.3%, tiene una incidencia agrupada máxima de -0.205 en el tercer trimestre. En este otro grupo se encuentran actividades como salud, hoteles, bares y restaurantes y comunicaciones, cuyas FIR tienen una correlación sobre el 90% con la FIR^A, aunque el sector más cercano y sensible es construcción.





En lo que respecta a la inflación, el ejercicio es similar, con la diferencia que el IPC es un índice de base fija. En el periodo de estimación existieron 2 bases del índice, la de 1999 y la de 2010, basadas en las encuestas de ingresos y gastos de 1997-1998 y 2007. Por tanto, se establecieron 3 estructuras de ponderación alternativas: (i) prorrateando linealmente el tiempo en muestra de cada base (38.5% y 61.5%); (ii) asignando un peso creciente (mayor) a la segunda base (75%), dado que en el periodo 2011-2018 la familia media o el consumidor representativo tuvo mayor ingreso/consumo que durante 2006-2010; (iii) la ponderación actualmente vigente, anclada en diciembre 2010. En los 3 casos, al igual que con el IPC agregado, el periodo de elasticidad máxima es en los meses 10 y 11, aunque con una respuesta ligeramente menor (entre -0.77 y -0.784).

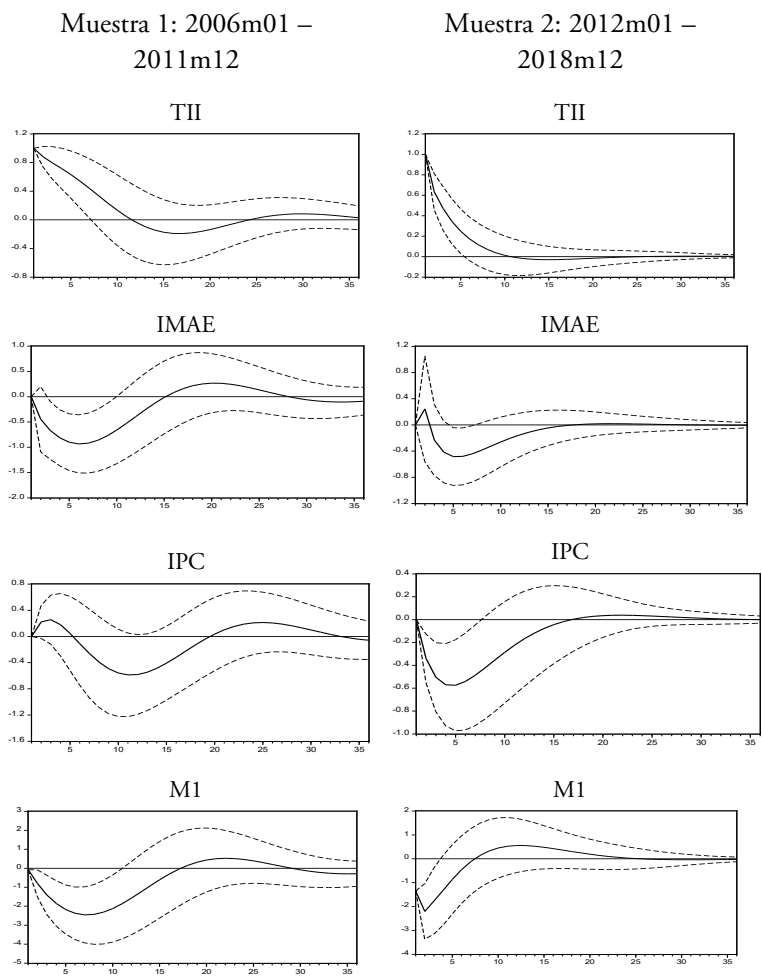
En cuanto a los 3 grupos mayores (Alimentos y bebidas no alcohólicas, Transporte y Vivienda), que representan el 54.65% de la canasta de consumo nacional, la respuesta combinada máxima es de -1.56 en términos brutos, en los meses 9 y 10, con una incidencia de -0.85 en dichos meses, un 99.4% en términos relativos del impacto total en el IPC. Los restantes 9 grupos, que tienen una participación conjunta del 45.35%, tienen una incidencia bastante menos significativa.

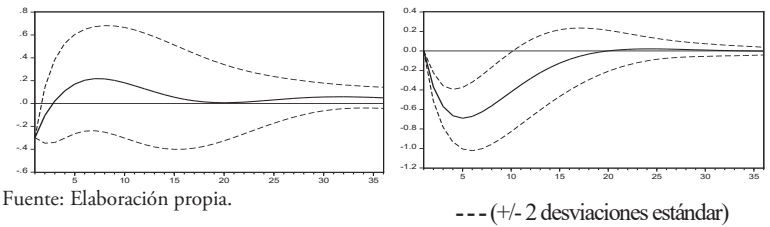


Anexo A16

Respuestas de variables por esquema ante choque de 100 p.b.
en tasa de interés

Esquema de metas monetarias vs esquema de metas de inflación





Anexo A17. Rezagos óptimos en base a criterios de
información (modelo ampliado)

Modelo ampliado con canales: WOP IMAE IPC FFR TII
 $M1\ C^{TCN}\ C^{TI}\ C^C\ C^E$

Criterios de Selección de Orden de Rezagos VAR
Variables endógenas: WOP IMAE IPC FFR TII $M1\ C^{TCN}\ C^{TI}\ C^C\ C^E$
Variables exógenas: C
Muestra: 2008M01 2018M12
Observaciones incluidas: 121

Rezago	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-2589.322	NA	2159153.	42.964	43.195	43.058
1	-1422.909	2120.751	0.048	25.337	27.879*	26.370
2	-1263.135	264.089	0.018	24.349	29.202	26.320
3	-1167.154	142.782	0.021	24.416	31.579	27.325
4	-1085.567	107.883	0.034	24.720	34.193	28.568
5	-969.368	134.445	0.035	24.452	36.236	29.238
6	-852.483	115.919	0.041	24.173	38.268	29.898
7	-712.496	115.692	0.043	23.512	39.917	30.175
8	-434.6905	183.674*	0.007	20.573	39.289	28.175
9	-199.941	16.404	0.004	18.346	39.372	26.886
10	134.400	110.526	0.001*	14.473*	37.810	23.951*

*Indica orden de rezago seleccionado por el criterio
LR: Estadístico LR secuencial modificado (cada *test* al nivel del 5%)
FPE: Error de predicción final
AIC: Criterio de información Akaike
SC: Criterio de información Schwarz
HQ: Criterio de información Hannan-Quinn

Anexo A18

Causalidad de Granger/Bloque de exogeneidad-Pruebas de
Wald modelo MAC

Modelo ampliado con canales:

WOP IMAE IPC FFR TII M1 C^{TCN} C^{TI} C^C C^E

Muestra: 2008M01 2018M12

Observaciones incluidas: 130

Variable dependiente: WOP				Variable dependiente: FFR			
Excluidas	Chi-cuad	gl	Prob.	Excluidas	Chi-cuad	gl	Prob.
IMAE	1.1392	1	0.2858	WOP	19.8205	1	0.0000
IPC	3.1180	1	0.0774	IMAE	0.0658	1	0.7976
FFR	0.5372	1	0.4636	IPC	2.5353	1	0.1113
TII	6.4650	1	0.0110	TII	0.4598	1	0.4977
M1	0.0410	1	0.8396	M1	1.7917	1	0.1807
C^{TCN}	0.0380	1	0.8454	C^{TCN}	3.1386	1	0.0765
C^{TI}	0.6826	1	0.4087	C^{TI}	2.1672	1	0.1410
C^C	0.5792	1	0.4466	C^C	1.7187	1	0.1899
C^E	2.0554	1	0.1517	C^E	5.3092	1	0.0212
Todas	31.8583	9	0.0002	Todas	91.0406	9	0.0000

Variable dependiente: IMAE				Variable dependiente: TII			
Excluidas	Chi-cuad	gl	Prob.	Excluidas	Chi-cuad	gl	Prob.
WOP	0.5109	1	0.4725	WOP	0.1202	1	0.7288
IPC	0.6669	1	0.4141	IMAE	2.2225	1	0.1360
FFR	0.0086	1	0.9262	IPC	6.9969	1	0.0082
TII	0.2105	1	0.6464	FFR	2.2442	1	0.1341
M1	8.5473	1	0.0035	M1	0.4433	1	0.5055
C^{TCN}	0.4902	1	0.4839	C^{TCN}	0.2669	1	0.6054
C^{TI}	1.0788	1	0.2990	C^{TI}	0.3177	1	0.5730
C^C	0.2275	1	0.6334	C^C	0.0030	1	0.9566
C^E	1.4569	1	0.2274	C^E	0.9658	1	0.3257
Todas	56.1927	9	0.0000	Todas	41.0595	9	0.0000

Variable dependiente: IPC				Variable dependiente: M1			
Excluidas	Chi-cuad	gl	Prob.	Excluidas	Chi-cuad	gl	Prob.
WOP	21.0569	1	0.0000	WOP	0.0216	1	0.8831
IMAE	0.7403	1	0.3896	IMAE	8.4232	1	0.0037
FFR	1.8196	1	0.1774	IPC	0.5666	1	0.4516
TII	1.3459	1	0.2460	FFR	0.3068	1	0.5796
M1	4.2339	1	0.0396	TII	4.2139	1	0.0401
C ^{TCN}	4.0579	1	0.0440	C ^{TCN}	7.6779	1	0.0056
C ^{TI}	2.3891	1	0.1222	C ^{TI}	1.7297	1	0.1885
C ^C	8.2932	1	0.0040	C ^C	0.0000	1	0.9976
C ^E	1.3624	1	0.2431	C ^E	2.7276	1	0.0986
Todas	57.3664	9	0.0000	Todas	48.2233	9	0.0000
Variable dependiente: C ^{TCN}				Variable dependiente: C ^C			
Excluidas	Chi-cuad	gl	Prob.	Excluidas	Chi-cuad	gl	Prob.
WOP	3.5440	1	0.0598	WOP	0.5410	1	0.4620
IMAE	3.0075	1	0.0829	IMAE	1.9120	1	0.1667
IPC	1.3698	1	0.2418	IPC	0.2311	1	0.6307
FFR	8.1807	1	0.0042	FFR	2.3415	1	0.1260
TII	0.1214	1	0.7275	TII	0.9509	1	0.3295
M1	0.2526	1	0.6153	M1	1.5032	1	0.2202
C ^{TI}	0.9379	1	0.3328	C ^{TCN}	0.0014	1	0.9702
C ^C	4.3871	1	0.0362	C ^{TI}	0.0145	1	0.9040
C ^E	0.2207	1	0.6385	C ^E	3.2257	1	0.0725
Todas	32.9910	9	0.0001	Todas	19.2961	9	0.0228
Variable dependiente: C ^{TI}				Variable dependiente: C ^E			
Excluidas	Chi-cuad	gl	Prob.	Excluidas	Chi-cuad	gl	Prob.
WOP	0.0076	1	0.9306	WOP	5.5840	1	0.0181
IMAE	1.1160	1	0.2908	IMAE	0.9268	1	0.3357
IPC	0.8828	1	0.3474	IPC	2.8410	1	0.0919
FFR	0.0042	1	0.9483	FFR	0.1124	1	0.7375
TII	5.9014	1	0.0151	TII	10.1128	1	0.0015
M1	1.5583	1	0.2119	M1	1.5303	1	0.2161
C ^{TCN}	0.0036	1	0.9520	C ^{TCN}	0.0100	1	0.9205
C ^C	5.1840	1	0.0228	C ^{TI}	1.0307	1	0.3100
C ^E	0.0414	1	0.8388	C ^C	1.7080	1	0.1912
Todas	58.7191	9	0.0000	Todas	31.1899	9	0.0003

Estimaciones VAR, modelo ampliado con canales (MAC)

WOP IMAE IPC FFR TII M1 C^{TCN} C^{TI} C^C C^E

Errores estándar en () y estadísticos-t en []

	WOP	IMAE	IPC	FFR	TH	M1	C ^{PCN}	C ^{T1}	C ^C	C ^E
WOP(-1)	0.943608 (0.05457) [17.2902]	0.007197 (0.01002) [0.71839]	0.016657 (0.00363) [4.58878]	0.001978 (0.00044) [4.45202]	0.000809 (0.00233) [0.34668]	-0.001668 (0.01134) [-0.14710]	-0.003754 (0.00199) [-1.88255]	-0.000304 (0.00349) [-0.08703]	-0.005207 (0.00708) [-0.73551]	0.004590 (0.00194) [2.36304]
IMAE(-1)	0.496309 (0.46499) [1.06734]	0.218118 (0.08536) [2.55531]	-0.026611 (0.03093) [-0.86042]	-0.000971 (0.00379) [-0.25644]	0.029648 (0.01989) [1.49081]	0.280438 (0.09663) [2.90227]	-0.029467 (0.01699) [-1.73421]	0.031432 (0.02975) [1.05643]	0.083411 (0.06032) [1.38276]	-0.015934 (0.01655) [-0.96271]
IPC(-1)	-1.552208 (0.87905) [-1.76578]	-0.131777 (0.16137) [-0.81663]	0.782330 (0.05847) [13.3806]	-0.011395 (0.00716) [-1.59226]	0.099448 (0.03760) [2.64517]	-0.137504 (0.18267) [-0.75274]	0.037595 (0.03212) [1.17039]	0.052848 (0.05625) [0.93956]	-0.054817 (0.11404) [-0.48070]	0.052737 (0.03129) [1.68551]
FFR(-1)	1.445265 (1.97187) [0.73294]	0.033542 (0.36197) [0.09266]	-0.176916 (0.13115) [-1.34894]	0.914799 (0.01605) [56.9834]	0.126339 (0.08433) [1.49806]	-0.226979 (0.40976) [-0.55393]	0.206091 (0.07206) [2.86019]	-0.008175 (0.12617) [-0.06479]	0.391428 (0.25580) [1.53020]	-0.023525 (0.07019) [-0.33519]
TH(-1)	-3.435798 (1.35127) [-2.54264]	-0.113799 (0.24805) [-0.45877]	-0.104268 (0.08988) [-1.16014]	0.007460 (0.01100) [0.67807]	0.833867 (0.05779) [14.4286]	-0.576416 (0.28080) [-2.05277]	-0.017207 (0.04938) [-0.34848]	0.210043 (0.08646) [2.42928]	-0.170939 (0.17530) [-0.97515]	-0.152949 (0.04810) [-3.18006]
M1(-1)	0.071477 (0.35312) [0.20242]	0.189513 (0.06482) [2.92358]	-0.048327 (0.02349) [-2.05765]	-0.003848 (0.00287) [-1.33856]	-0.010056 (0.01510) [-0.66582]	0.643826 (0.07338) [8.77391]	0.006485 (0.01290) [0.50258]	-0.028206 (0.02259) [-1.24832]	0.056164 (0.04581) [1.22605]	-0.015548 (0.01257) [-1.23707]
C ^{PCN} (-1)	0.198807 (0.01956) [0.19499]	0.131034 (0.18716) [0.70012]	-0.136604 (0.06781) [-2.01443]	0.014705 (0.00830) [1.77160]	0.022528 (0.04361) [0.51664]	-0.587067 (0.21187) [-2.77091]	0.886869 (0.03726) [23.8045]	0.003926 (0.06524) [0.06018]	-0.004937 (0.13226) [-0.03733]	0.003623 (0.03629) [0.09984]

WOP	IMAE	IPC	FFR	TII	M1	C^{FCN}	C^{TI}	C^C	C^E
-----	------	-----	-----	-----	----	-----------	----------	-------	-------

Anexo A21

Estimaciones coeficientes contemporáneos modelo estructural
ampliado

Modelo ampliado: WOP IMAE IPC FFR TII M1 C^{TCN} C^{TI}
C^C C^E

$H =$	1	0	0	0	0	0	0	0	0
	0.0139	1	0	0	0	0	0	0	0
	-0.0289	-0.0188	1	0	0	0	0	0	0
	-0.0010	0	0	1	0	0	0	0	0
	0.0017	0	0	0.3190	1	0	0.1906	0	0
	0	0.1031	-0.3983	0	0.1903	1	0	0	0
	-0.0013	0.0558	0.0201	0.5527	0.0158	0.0105	1	0	0
	-0.0021	-0.0158	-0.1542	-0.3755	-0.5446	0.0346	-0.0383	1	0
	0.0041	-0.0362	-0.0105	1.8388	-0.2022	-0.1890	-0.4231	0.0851	1
	0.0042	0.0334	-0.1294	-0.2196	0.0970	-0.0157	0.1982	-0.1070	0.0111

Coef.	Estim.	Error est.	Estad.-Z	Prob.	Coef.	Estim.	Error est.	Estad.-Z	Prob.
a_{21}	0.0139	0.0161	0.8660	0.3865	a_{74}	0.5527	0.4095	1.3494	0.1772
a_{31}	-0.0289	0.0053	-5.4923	0.0000	a_{84}	-0.3755	0.6647	-0.5650	0.5721
a_{41}	-0.0010	0.0007	-1.4625	0.1436	a_{94}	1.8388	1.3983	1.3150	0.1885
a_{51}	0.0017	0.0037	0.4605	0.6451	a_{104}	-0.2196	0.3766	-0.5830	0.5599
a_{71}	-0.0013	0.0037	-0.3599	0.7189	a_{65}	0.1903	0.4397	0.4328	0.6652
a_{81}	-0.0021	0.0058	-0.3723	0.7097	a_{75}	0.0158	0.2838	0.0556	0.9557
a_{91}	0.0041	0.0121	0.3371	0.7360	a_{85}	-0.5446	0.1215	-4.4833	0.0000
a_{101}	0.0042	0.0032	1.2864	0.1983	a_{95}	-0.2022	0.2742	-0.7373	0.4609
a_{32}	-0.0188	0.0287	-0.6537	0.5133	a_{105}	0.0970	0.0735	1.3189	0.1872
a_{62}	0.1031	0.0982	1.0504	0.2936	a_{76}	0.0105	0.0155	0.6752	0.4995
a_{72}	0.0558	0.0170	3.2856	0.0010	a_{86}	0.0346	0.0253	1.3664	0.1718
a_{82}	-0.0158	0.0293	-0.5414	0.5882	a_{96}	-0.1890	0.0536	-3.5281	0.0004
a_{92}	-0.0362	0.0615	-0.5875	0.5569	a_{106}	-0.0157	0.0150	-1.0495	0.2939
a_{102}	0.0334	0.0165	2.0249	0.0429	a_{57}	0.1906	0.3952	0.4824	0.6295
a_{63}	-0.3983	0.2715	-1.4673	0.1423	a_{87}	-0.0383	0.1475	-0.2595	0.7952
a_{73}	0.0201	0.0580	0.3458	0.7295	a_{97}	-0.4231	0.3099	-1.3655	0.1721
a_{83}	-0.1542	0.0882	-1.7489	0.0803	a_{107}	0.1982	0.0835	2.3739	0.0176

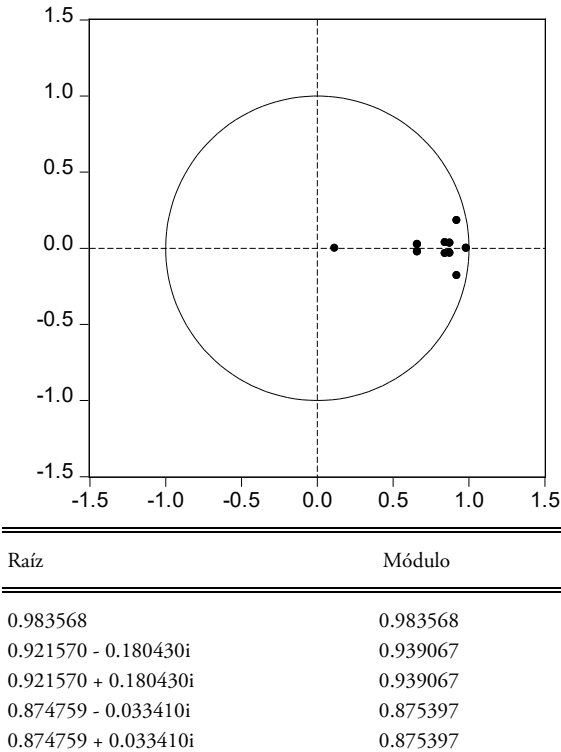
a_{93}	-0.0105	0.1875	-0.0559	0.9554	a_{98}	0.0851	0.1843	0.4616	0.6444
a_{103}	-0.1294	0.0502	-2.5806	0.0099	a_{108}	-0.1070	0.0493	-2.1686	0.0301
a_{54}	0.3190	0.4843	0.6587	0.5101	a_{109}	0.0111	0.0235	0.4741	0.6355

Anexo A22

Verificación estabilidad modelo VAR ampliado con canales

Modelo ampliado: WOP IMAE IPC FFR TII M1 C^{TCN} C^{TI}
C^C C^E

Raíces del polinomio característico
Variables endógenas: WOP IMAE IPC FFR TII M1 C^{TCN} C^{TI} C^C C^E
Variables exógenas: C
Especificación de rezagos: 1 1

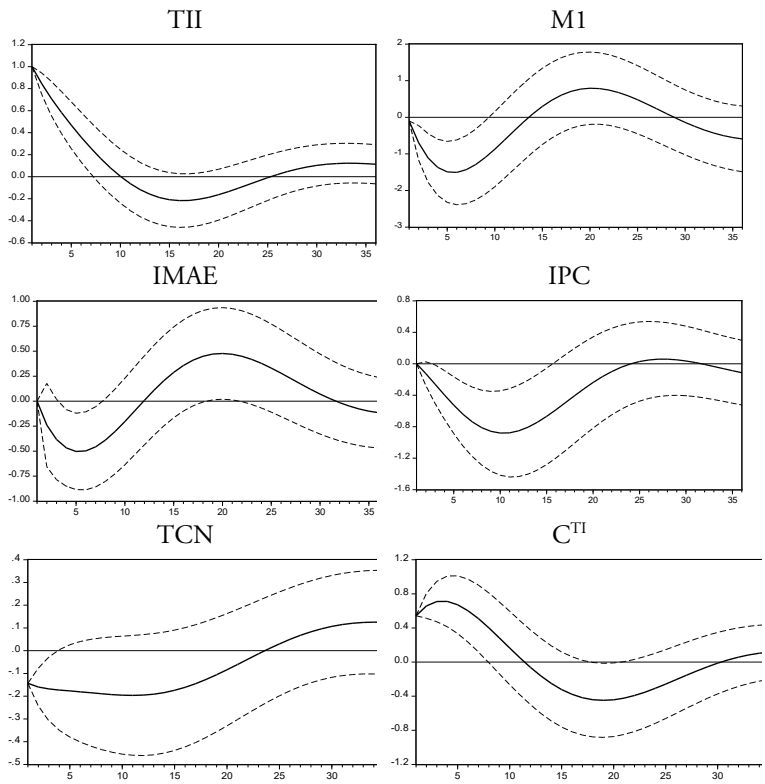


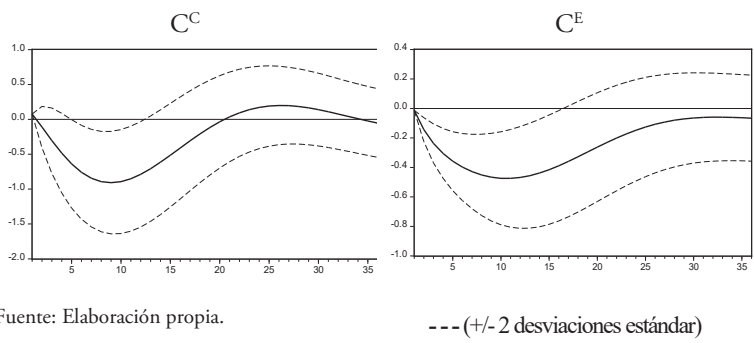
$0.843608 - 0.036357i$	0.844391
$0.843608 + 0.036357i$	0.844391
$0.660439 - 0.024216i$	0.660883
$0.660439 + 0.024216i$	0.660883
0.116473	0.116473

Ninguna raíz se encuentra fuera del círculo unitario.
VAR satisface la condición de estabilidad.

Anexo A23

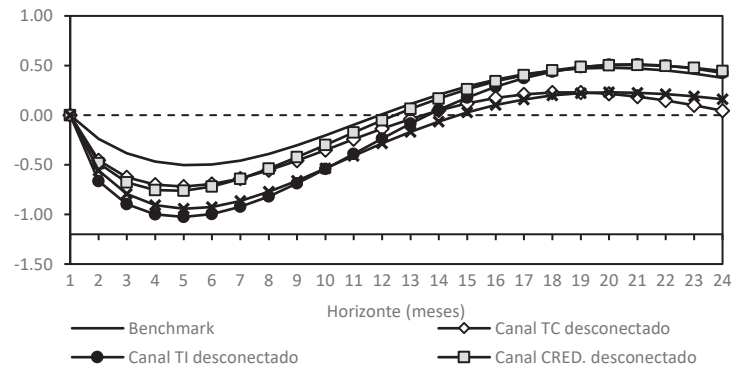
Funciones de impulso respuesta del modelo ampliado con canales
(Impulso de 100 p.b. a la tasa de interés)





Anexo A24

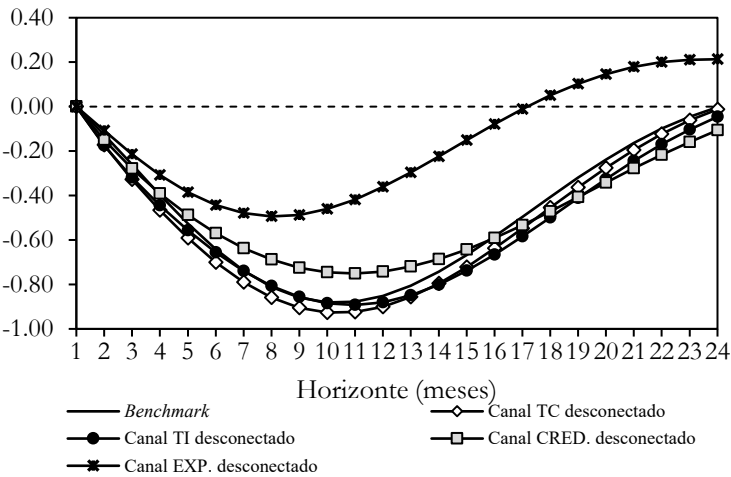
Funciones de impulso respuesta IMAE con canales desconectados
(Impulso de 100 p.b. a la tasa de interés)



Fuente: Elaboración propia.

Anexo A25

Funciones de impulso respuesta IPC con canales desconectados
(Impulso de 100 p.b. a la tasa de interés)



Fuente: Elaboración propia.

QUINTA PARTE

Incidencia de los conglomerados financieros en la actividad bancaria: tasas de interés, competencia y retorno de conglomerado

Carlos Alberto Delgado Urbáez



Carlos Alberto Delgado Urbáez

Nació en Santo Domingo, el 23 de enero de 1986. Obtuvo su título de Licenciado en Economía (*Magna Cum Laude*) del Instituto Tecnológico de Santo Domingo (INTEC), en el año 2008. En diciembre de 2012 se tituló con el grado de Maestro en Políticas Económicas, con especialización en Economía Monetaria, de la Universidad de Illinois en Urbana-Champaign. Posteriormente, en ese mismo año, culminó estudios de Maestría en Economía Aplicada de la Universidad Católica de Santo Domingo y la Fundación Empírica. Labora en el Banco Central de la República Dominicana como Consultor Técnico en la Subdirección de Regulación, del Departamento de Regulación y Estabilidad Financiera. Desde el 2009 se desempeña como docente en la Universidad Católica Santo Domingo y la Pontificia Universidad Católica Madre y Maestra.

Resumen

Esta investigación aborda los conglomerados financieros y su incidencia en la actividad bancaria, medida por la tasa de interés activa promedio ponderada. Utilizando modelos de paneles de efectos fijos, así como paneles dinámicos, se realizan estimaciones con variables de interacción de grupos financieros, obteniéndose evidencia de que la actividad de grupo se asocia con menores tasas de interés activas. Este vínculo permite el cálculo de la tasa de retorno de conglomerado, obteniéndose que a mayor actividad grupal promedio puede elevarse el retorno patrimonial en torno a 0.6 puntos porcentuales de la entidad bancaria. Se establece que existen incentivos de agrupación siempre que el grupo financiero pueda generar 2.3 puntos porcentuales adicionales de renta patrimonial por encima de la rentabilidad de una entidad bancaria no agrupada. Estos beneficios pueden generarse por apalancamiento de operaciones activas cuando hay suficientes espacios de arbitraje regulatorio. Se obtiene que las operaciones de grupo, aunque incidirían en los niveles de competencia del sector bancario, aún no representan un impacto considerable.

Clasificación JEL: D40, E43, G20, L10, L50

Palabras claves: conglomerados, tasa de descuento, paneles dinámicos, sistema financiero, competencia

1. Introducción

Este trabajo tiene por objetivo investigar la incidencia que tienen los conglomerados financieros en la formación de precios y competencia del sector bancario dominicano. La motivación para encauzarse en una investigación bajo esta temática es doble: en primer orden, la literatura económica de corte académico para República Dominicana no ha abordado aspectos vinculados a la incidencia de este tipo de estructuras en la actividad bancaria, pese a que en los últimos quince años se ha observado en el país un surgimiento marcado de entidades financieras no bancarias, que se agrupan con intermediarios financieros bajo la figura de un grupo o conglomerado financiero. En un segundo orden, la relevancia del tema se enmarca en los aspectos que deben ser considerados cuando se piensa en las posibles implicaciones en el aparato económico en su generalidad que pueden generar los arreglos institucionales que suponen estos conglomerados financieros, como son la regulación financiera, la política macroprudencial, la inclusión financiera, entre otros.

Para el propósito que se plantea más arriba se realizan estimaciones de la tasa de interés activa promedio ponderada para una muestra de entidades de intermediación financiera en operación que forman parte de subsectores del sistema financiero dominicano, y que a su vez pertenecen a un grupo o conglomerado financiero. El periodo bajo estudio es el 2010-2018, fundamentalmente por limitaciones de información respecto de las operaciones de los grupos financieros en la República Dominicana en el periodo precedente.

La selección de la tasa de interés activa promedio ponderada responde a que dicha variable constituye la principal decisión de negocios que debe tomar la entidad bancaria,

particularmente en un mercado bancario como el de República Dominicana del cual se infiere, por sus niveles de concentración y segmentación de mercado, que no persisten las condiciones clásicas de competencia bajo las cuales una entidad es tomadora de precios, por tanto tiene espacios para decidir los niveles de precio del crédito que requiere de sus deudores.

A su vez, dado el rol preponderante de los grupos financieros en la dinámica financiera, supondría que la vinculación de estos con las decisiones de tasas de interés puede incidir en la eficacia de la política monetaria, los niveles de competencia en el mercado bancario, la evolución del ciclo de crédito y la profundidad que asuma el proceso de inclusión financiera en la República Dominicana.

De esta forma, a los fines de la presente investigación, se hace explicar la tasa activa con las variables microeconómicas que sugiere la literatura, las que a su vez interactúan, de forma multiplicativa, con variables que representan la actividad del conglomerado financiero y que expresan el grado de dominancia de la entidad bancaria sobre el grupo o viceversa. Las estimaciones permiten, entonces, determinar la existencia de las relaciones que existen entre las variables de grupo financiero y las tasas de interés, así como su sentido y magnitud.

Partiendo de este conjunto de estimaciones se discuten algunos aspectos adyacentes al tema central de la vinculación entre las variables de grupo, como es la incidencia en los niveles de competencia bancaria a nivel agregado y la determinación de la potencial rentabilidad que generaría formar parte de un grupo o conglomerado financiero.

Con los fines antes presentados el trabajo se divide en cinco partes, luego de esta parte introductora. En orden, en la parte II se expone la revisión de literatura donde se recoge lo que se definiría como un conglomerado financiero, cuáles han sido las líneas de investigación que ha adoptado la literatura académica

y qué modelo formal puede plantearse sobre las tasas de interés y la vinculación del grupo financiero con la entidad bancaria.

En la parte III se desarrolla la situación de los grupos o conglomerados financieros en la República Dominicana, para luego abordarse, en la parte IV, lo referente a la estrategia empírica y el análisis de resultados. La parte V comprende la discusión de los temas conexos, para luego dar paso a las conclusiones de lo investigado.

2. Revisión de literatura

2.2. La definición de conglomerado financiero y la perspectiva supervisora

En el transcurso del proceso de desarrollo de las economías se generan instituciones que viabilizan la actividad financiera. Estas instituciones pueden tomar variadas formas: de provisión de crédito, de custodia de recursos, de cobertura de riesgo, de asesoría en inversión, de comercio de divisas, entre otros; por lo general conectan agentes económicos con recursos excedentarios con aquellos deficitarios.

En la gradual especialización de estas entidades se generan suficientes incentivos para crear otro conjunto de instituciones financieras que agrupan las antes mencionadas, regularmente, bajo un mismo objetivo o interés común. A este tipo de arreglo institucional de naturaleza financiera se le puede denominar como conglomerado o grupo financiero.

En una compilación de principios sobre la supervisión de conglomerados financieros, el Comité de Supervisión Bancaria de Basilea (1999) define los conglomerados financieros como aquellos cuyo principal giro de negocios es fundamentalmente

financiero y está compuesto, al menos, por dos entidades reguladas de objeto social dedicado a la actividad bancaria, de seguros o de valores, añadiéndole que estas no se encuentren sujetas a requerimientos de capital homogéneos.

Partiendo de esta definición y en esa misma compilación, el Comité de Basilea construye una serie de aspectos que deben ser abordados cuando se piensa en las consecuencias económicas que pueden significar los arreglos institucionales que suponen los conglomerados financieros y que, a su vez, son aspectos que nos auxilian en comprender la relevancia de estudiarlos.

Por ejemplo, el Comité cita aspectos como la necesidad de evitar el doble apalancamiento o uso de la misma base de capital para soportar riesgos de varias entidades del conglomerado, el apalancamiento excesivo que genera la computación de deuda de la entidad tenedora como capital regulatorio de una entidad controlada, los mecanismos para la aceptación de riesgos por parte de entidades no reguladas que hacen operaciones similares a reguladas del mismo conglomerado, entre otros elementos que presentan una evidente preocupación por la fortaleza patrimonial y la capacidad para absorber pérdidas financieras.

2.3. El grupo o conglomerado financiero en la literatura académica: el descuento conglomerado

La literatura académica, por su parte, se ha inclinado por problemáticas vinculadas a los conglomerados financieros que abordan aspectos diferentes de los tradicionalmente enfatizados por los supervisores financieros. El principal de estos aspectos ha sido la determinación de la existencia de un descuento de valor asociado con la conformación de un grupo financiero en contraste con el funcionamiento individual de cada una de las entidades agrupadas.

En otras palabras, se parte de que cada entidad individual puede realizar una función financiera específica en una forma más eficiente que como lo haría un conglomerado financiero que realiza estas funciones financieras de forma simultánea. La pérdida de eficiencia que supondría entonces el conglomerado financiero se traduciría en un menor valor para este, frente a la alternativa del valor conjunto de cada entidad financiera en su individualidad.

Siguiendo sobre esto, Hund, Monk y Tice (2010) resumen que la pérdida de eficiencia se explica, comúnmente, por la ocurrencia de graves problemas de agencia, limitaciones importantes en la disciplina de mercado y transparencia, así como la consolidación de expectativas negativas vinculadas con la incapacidad de generación de riquezas de cada una de las líneas de negocio, de forma individual. Le añaden a esto la posibilidad de que los conglomerados financieros se conformen por incentivos generados por la capacidad que este tipo de arreglos pudiera tener en la previsibilidad de ganancias futuras, particularmente cuando existe alta incertidumbre sobre resultados futuros.¹

A lo mencionado anteriormente como motivaciones para agrupar actividades financieras, Matvos, Seru y Silva (2018) estudian la formación de los conglomerados en tiempos de restricciones importantes a la adquisición de capital externo, para concluir que un patrón robusto en la explicación de los grupos financieros es la facilidad que estas estructuras proveen para hacerse de capital interno, especialmente cuando el capital externo es difícil o costoso de conseguir, como en escenarios de

1 Sobre los determinantes del descuento conglomerado, el trabajo de Hoechle et al. (2012) reporta que dichos descuentos pueden reducirse de manera sustancial cuando las estimaciones incorporan variables indicativas de la calidad de la gobernanza corporativa, incluso luego de controlar por varias formas de endogeneidad. Los autores expresan que el descuento puede, en algunos casos, desaparecer en su totalidad o, en otros casos, reducirse en más de una cuarta parte.

recesión económica, poco o incipiente desarrollo financiero, así como episodios de incertidumbre en los mercados en general.

En la línea de investigaciones que persiguen determinar el descuento conglomerado se inscribe el trabajo de Vennet (2002), que analiza la eficiencia en costo y la eficiencia en beneficios de los bancos universales y conglomerados financieros en Europa. En este caso, el autor obtiene como resultado que los conglomerados financieros son más eficientes en beneficios que sus pares especializados y que las eficiencias de costo y de beneficios se observan superiores para los intermediarios financieros universales en comparación con sus pares no universales.

Posteriormente y en esa misma temática, Laeven y Levine (2007) se preguntarían si existe un descuento por diversificación en los conglomerados financieros, expresándose esto en un cambio en los valores de mercado de las instituciones financieras. Contrario a Vennet (2002), los autores encuentran que las estructuras conglomeradas no presentan eficiencias, sino que presentan valores de mercado que son inferiores que el caso alternativo, esto es, el valor de mercado de cada una de las unidades de negocio del conglomerado, por separado; señalan que el hilo causal parece otorgar credibilidad a las posturas teóricas que proponen los problemas de agencia como una fuente importante de ineficiencia en los conglomerados financieros, superando incluso las ganancias de alcance que supone la multiactividad financiera.

En un orden similar, el trabajo de Schmid y Walter (2009) recoge, para intermediarios financieros en los Estados Unidos desde 1985 a 2004, que existe un descuento importante y sostenido para las estructuras conglomeradas, aplicándose este descuento a todas las líneas de negocio con excepción de la banca de inversión. Reportan además que el descuento conglomerado

aparenta estable para diversas combinaciones de actividad financiera, excepto los casos que combinan actividades propias de la banca comercial con aquellas de seguro y de inversiones.

Con un enfoque particular en los conglomerados europeos que agrupan entidades bancarias y de seguros, Van Lelyveld y Knot (2009) reportan una variabilidad notable en los niveles de descuento conglomerado, no pudiendo establecerse un descuento representativo de la generalidad de entidades financieras. A este respecto los autores logran determinar que el descuento es una circunstancia determinada por una diversidad de factores, concretamente los niveles de apetito de riesgo asumidos, los volúmenes de operación del conglomerado y la experiencia con el modelo de negocios del conglomerado.

En lo que pudiera ser un caso de la hipótesis planteada por Hund, Monk y Tice (2010), sobre las ganancias de eficiencia del conglomerado financiero en tiempos de incertidumbre, la investigación realizada por Rudolph y Schwetzler (2013) para diversas regiones del mundo presenta la evolución de los descuentos por diversificación de actividad financiera, subrayando sobre estos su tendencia a reducirse luego de la crisis financiera de 2008-2009. Detallan los investigadores que la caída de los descuentos fue mayor en aquellas zonas financieras con notable desarrollo financiero y con sistemas legales maduros en cuanto a protección al inversionista, enfatizándose con esto el contexto institucional en que conviven las estructuras conglomeradas.

Por otra parte, en un estudio que parte de la venta de unidades de negocio de los conglomerados financieros más grandes del mundo en el periodo 2005-2016, Curi y Murgia (2018) encuentran que estas ventas se traducen de forma significativa en las valuaciones de mercado de los conglomerados. Concretamente, la disposición de las unidades de negocio redujo el descuento de valor del conglomerado, arrojando nuevas sospechas sobre las ventajas de sostener un grupo financiero.

2.4. El grupo o conglomerado financiero en la literatura académica: diferencias en la política de crédito

En lo concerniente a prácticas de crédito diferenciadas, Massa y Rehman (2008) investigan los grupos financieros compuestos por entidades bancarias y fondos mutuales, resultando de sus estimaciones que dichos fondos colocan inversiones en una proporción significativamente mayor en compañías que han tomado crédito de los bancos pertenecientes al mismo conglomerado. Más aún, los autores expresan que los fondos incrementan sus posiciones con antelación a que las firmas deudoras obtengan resultados positivos anormales y viceversa, indicando, todo considerado, que pudieran existir ventajas internas de información siendo explotadas por la combinación de intermediario bancario y fondo mutual.

Finalmente se tiene la investigación realizada por Campello (2002), misma que se relaciona con el cuerpo de teorías que señalan las restricciones de capital externo como un motivante para la formación de grupos financieros. Campello compara las respuestas de subsidiarias bancarias y de bancos individuales ante innovaciones en la política monetaria de la Reserva Federal, obteniendo como resultado que las subsidiarias presentan un comportamiento atenuado en sus actividades prestatarias cuando son comparadas con sus pares individuales. Señala el autor que lo anterior pudiera estar explicado por el acceso que las subsidiarias tienen a los mercados de capital interno en los conglomerados a que pertenecen.

Como puede verse, la literatura que investiga el fenómeno de los grupos o conglomerados financieros ha tenido una clara orientación a la determinación y explicación del descuento que experimentan estos arreglos por el hecho de conjugar en sí una diversidad de actividades financieras, obteniendo por lo general

resultados mixtos en torno a la existencia del referido descuento. A su vez, la literatura presenta diversos casos que pudieran justificar ganancias asociadas a las estructuras conglomeradas, como lo son las restricciones en el acceso a capital externo y las ganancias de uso de información interna, incluso con una reacción atenuada frente a cambios en la política monetaria.

2.5. Modelos analíticos de determinación de tasa de interés

Partiendo de Freixas y Rochet (2008) y Matthews y Thompson (2008), se desarrolla el modelo de Klein (1971) sobre optimización de una firma bancaria. De manera resumida, el modelo plantea los beneficios de una firma bancaria como:

$$\pi = yL - rT - cD - E(D, L) \quad [1]$$

De donde se tiene que y es la tasa de interés por créditos, L es la cantidad de crédito cedido, r es la tasa de rendimiento de las inversiones, T el monto invertido, c la tasa de interés pasiva y $E(D, L)$ es una forma general de función de costos que depende de la cantidad de créditos y depósitos administrados.

Si la entidad bancaria opera en un entorno perfectamente competitivo, entonces ha de tomar las tasas de interés como dadas, por tanto, su variable de decisión son las cantidades por prestar, invertir y recibir en depósitos. Si se agrega la restricción de balance $L + T = D(1 - k)$, entonces [1] se reescribe como:

$$\pi = yL - r[D(1 - k) - L] - cD - E(D, L) \quad [2]$$

Donde k es el requerimiento de reserva de encaje legal. Las condiciones de primer orden son:

$$\begin{aligned}\frac{\partial \pi}{\partial L} &= y + r - \frac{\partial E}{\partial L} = 0; \frac{\partial E}{\partial L} > 0 \\ \frac{\partial \pi}{\partial D} &= -r(1 - k) - c - \frac{\partial E}{\partial D} = 0; \frac{\partial E}{\partial D} > 0\end{aligned}$$

Combinando las condiciones de primer orden y sustituyendo a r se tiene que en equilibrio:

$$y = c + kr + \frac{\partial E}{\partial L} + \frac{\partial E}{\partial D} \quad [3]$$

Por tanto, en competencia perfecta, la entidad bancaria establece su tasa de interés activa como una suma de sus costos de operación y el rendimiento de las inversiones interactuado por el requerimiento de reservas. Las entidades con costos más elevados tendrían mayores tasas de interés, quedando fuera de mercado.

Luego, extendiendo el problema anterior a un esquema de competencia imperfecta, se plantea el mismo como un modelo Cournot, donde el total de créditos es el crédito de cada i -ésima entidad multiplicado por la cantidad n de entidades bancarias: $L = nL_i$. De forma similar se procede con los depósitos, por tanto: $D = nD_i$.

En este esquema las entidades bancarias eligen las cantidades a prestar y tomar por depósito, con lo cual se establece, por agregación, el nivel de oferta de ambos y, dada una curva de demanda, las tasas de interés activas y pasivas. Planteando una función objetivo en la forma de [2], se obtiene que las condiciones de primer orden se convierten en:

$$\begin{aligned}\frac{\partial \pi_i}{\partial L_i} &= \frac{\partial y}{n \partial L_i} L_i + y - r - \frac{\partial E}{\partial L_i} = 0 \\ \frac{\partial \pi_i}{\partial D_i} &= r(1 - k) - \frac{\partial c}{n \partial D_i} D_i - c - \frac{\partial E}{\partial D_i} = 0\end{aligned}$$

Resolviendo el sistema se tiene que la tasa de interés activa promedio ponderada sería:

$$y = \frac{c}{(1 - k)} + \frac{\partial E}{(1 - k) \partial D_i} + \frac{\partial E}{\partial L_i} - \frac{\partial y}{n \partial L_i} L_i \quad [4]$$

$$+ \frac{\partial c}{n \partial D_i} \frac{D_i}{(1 - k)}$$

Sabiendo que la elasticidad precio de los créditos y depósitos es:

$$\varepsilon_L = \frac{\partial L_i}{\partial y} \frac{y}{L_i}; \quad \varepsilon_D = \frac{\partial D_i}{\partial c} \frac{c}{D_i}$$

Entonces la tasa de interés activa de equilibrio es:

$$y = \frac{\left(1 + \frac{1}{n \varepsilon_D}\right)}{\left(1 - \frac{1}{n \varepsilon_L}\right)(1 - k)} c \quad [5]$$

$$+ \frac{1}{\left(1 - \frac{1}{n \varepsilon_L}\right)(1 - k)} \frac{\partial E}{\partial D_i}$$

$$+ \frac{1}{\left(1 - \frac{1}{n \varepsilon_L}\right)} \frac{\partial E}{\partial L_i}$$

A diferencia de [3], la tasa de interés activa predicha en [5] es una suma ponderada de los costos de captación y marginales,

donde las ponderaciones dependen del requerimiento de encaje legal y de la elasticidad precio de los créditos y de los depósitos. Esto introduce una diferenciación de poder de mercado, debido a que, aunque el modelo supone que las entidades bancarias enfrentan las mismas elasticidades, con frecuencia las entidades se exponen a niveles diferentes de elasticidades, dependiendo de, entre otros elementos, su tamaño y tradición.

En un modelo de costo de mantener créditos en el balance general, Matthews y Thompson (2008) proponen el siguiente planteamiento: se parte de un balance general simplificado de forma que $L + R = D + E$, donde L y D mantienen su significado usual, mientras que R y E representan las reservas de liquidez y de capital, respectivamente. Luego, si $k = R/D$ y $s = E/L$, el balance puede reescribirse como $L(1 - s) = D(1 - k)$, por tanto $D = \frac{L(1-s)}{(1-k)}$.

De esta forma, la función objetivo puede escribirse como:

$$E[\pi] = yL - c\left(\frac{1-s}{1-k}\right)L - \theta L - E(L) \quad [6]$$

$$- g\left(\frac{1-s}{1-k}\right)L$$

Para θ igual a la tasa de pérdida esperada del crédito y g la tasa de costos regulatorios y de seguro de los créditos, en tanto que $E(L)$ es la función de costos administrativos. Siendo que el banco es un tomador de precios, optimiza sus beneficios decidiendo la cantidad óptima de créditos para mantener en el balance. La condición de primer orden es:

$$\frac{dE[\pi]}{dL} = y - c\left(\frac{1-s}{1-k}\right) - \theta - \frac{\partial E}{\partial L} - g\left(\frac{1-s}{1-k}\right) \quad [7]$$

$$= 0$$

Por tanto, la tasa activa de equilibrio es:

$$y = (c + g) \left(\frac{1 - s}{1 - k} \right) + \theta + \frac{\partial E}{\partial L} \quad [8]$$

La tasa activa que resulta de este modelo insiste, como en los modelos anteriores, en que la tasa activa es una función de los costos, en este caso el costo de captación y del costo marginal de administración de los créditos, pero le añade el costo de seguro del crédito, así como la tasa de pérdida esperada.

En resumen, los modelos analíticos aquí presentados proponen la tasa activa de créditos como una función de los costos financieros, administrativos y de riesgo de crédito, todos estos matizados por el poder de mercado de la entidad que refleja las elasticidades que enfrenta, así como por variables regulatorias como los requerimientos de liquidez y de capital que incrementan el costo de oportunidad. Partiendo de estas líneas que propone la teoría se plantean las estimaciones de la tasa activa que utiliza esta investigación.

3. Los grupos financieros en la República Dominicana

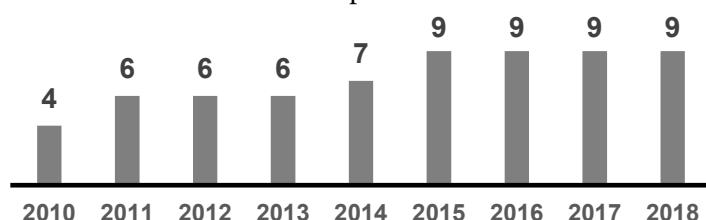
Para la determinación de los grupos o conglomerados financieros en la República Dominicana se parte de la definición que a este respecto provee el Reglamento de Supervisión en Base Consolidada², emitido por la Junta Monetaria como entidad reguladora de las entidades bancarias.

2 Fue autorizado mediante la Tercera Resolución de la Junta Monetaria en fecha 28 de abril de 2005. Es relevante partir de una definición normativa debido a que las métricas que se construyen sobre grupos financieros parten de estas definiciones para considerar que una entidad bancaria pertenece a una estructura grupal.

En dicho documento normativo, el grupo financiero se define como aquel que se integra por entidades de naturaleza financiera, entre las que se incluyan, al menos, una entidad de intermediación financiera autorizada al amparo de la Ley Monetaria y Financiera. Por requerimientos normativos contenidos tanto en la Ley Monetaria y Financiera como en el precito Reglamento, las entidades bancarias deben consolidar sus estados financieros con las pertenecientes a su grupo, dando lugar un balance consolidado que es aquel que nos sirve para el análisis contenido en este estudio.³

Conforme la definición anterior se tiene que 9 grupos financieros operaban al cierre de 2018 en la República Dominicana. Este número, que venía sin crecimiento desde 2015, verificó un incremento importante a partir de 2013, cuando 6 de este tipo de estructuras realizaban operaciones en territorio dominicano.

Gráfico 1: Cantidad de Grupos Financieros Consolidados



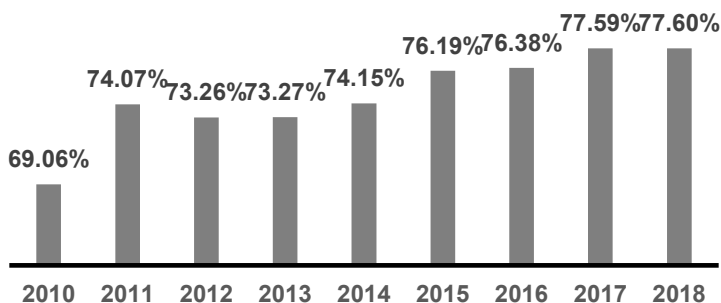
Fuente: Datos elaborados a partir de los estados financieros auditados consolidados disponibles, publicados por la Superintendencia de Bancos y las Entidades de Intermediación Financiera. Hasta 2015, se excluye 1 entidad pública de intermediación financiera.

Durante este mismo trayecto de tiempo igualmente creció el volumen de operaciones activas de los grupos financieros respecto del sistema financiero consolidado, indicativo de una

3 El Artículo 58 de la Ley Monetaria y Financiera detalla que cuando una entidad de intermediación financiera ejerce control sobre entidades de apoyo o conexas o a otras entidades, quedarán bajo supervisión en base consolidada por la Superintendencia de Bancos.

creciente presencia financiera de los conglomerados. En efecto, mientras que en 2011 los activos de los conglomerados representaban el 74.1% de los activos de todos los intermediarios financieros, este número incrementó hasta 77.6% luego de promediar una proporción de 76.9% en el periodo 2014-2018 (ver Gráfico 2).

Gráfico 2: Activos de los Grupos Financieros Consolidados como Porcentaje de los Activos del Sistema de Intermediación Financiera



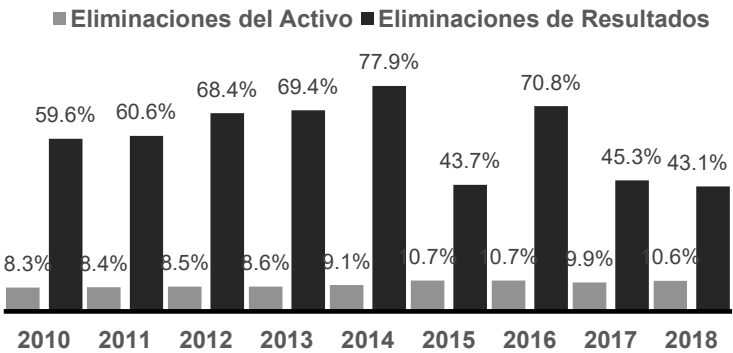
Fuente: Datos elaborados a partir de los estados financieros auditados consolidados disponibles, publicados por la Superintendencia de Bancos y las Entidades de Intermediación Financiera. Hasta 2015, se excluye 1 entidad pública de intermediación financiera. El Sistema de Intermediación Financiera comprende los Bancos Múltiples, Bancos de Ahorro y Crédito, Asociaciones de Ahorros y Préstamos, Corporaciones de Crédito y Entidades Públicas.

A la par del crecimiento en cantidad y volumen de los conglomerados financieros, se evidencia que desde 2010 a 2018, las operaciones de los grupos financieros se han caracterizado por una proporción más elevada de operaciones cruzadas de ingresos y gastos (resultados), que de operaciones que involucren traspasos de activos, pasivos y/o partidas patrimoniales.

Concretamente, durante 2010-2018 las eliminaciones de operaciones entre entidades del grupo representaron, en promedio, el 51.3% de las utilidades del ejercicio de todo el

consolidado; el cálculo comparable con las operaciones intergrupales eliminadas en los activos promedió un 10% en igual periodo. Por este fenómeno se espera que las estimaciones arrojen efectos diferenciados importantes entre las operaciones activas y de resultados de los grupos financieros.⁴

Gráfico 3: Promedio Simple de Operaciones Intergrupales en Resultados (% de Utilidades del Grupo) y Activos (% de los Activos del Grupo)



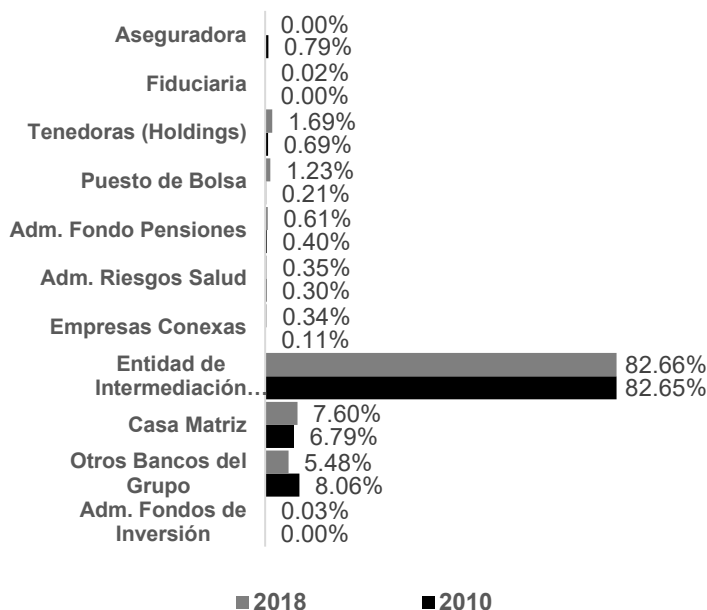
Fuente: Datos elaborados a partir de los estados financieros auditados consolidados disponibles, publicados por la Superintendencia de Bancos y las Entidades de Intermediación Financiera. Hasta 2015, se excluye 1 entidad pública de intermediación financiera. Las eliminaciones corresponden a operaciones de signo contrario que cancelan el efecto de las operaciones entre entidades de un mismo grupo para evitar duplicar el balance consolidado.

Lo anterior se vincula, además, con la composición que registran los grupos financieros que operan en el territorio dominicano, la cual da cuenta de la predominancia de las operaciones bancarias en el grupo financiero, seguido, en una

4 Por eliminaciones se refiere a las transacciones efectuadas entre las entidades a consolidar. Ejemplos concretos son las inversiones en capital accionario, las inversiones en valores de entidades del conglomerado, financiamientos intergrupales, así como operaciones que generen ingresos o gastos entre miembros del grupo.

escala notablemente menor, por la casa matriz y otros intermediarios financieros del mismo grupo. En efecto, como se observa en la Gráfico 4, los activos de los grupos financieros en 2010 se encontraban representados en un 82.7% por activos de la entidad de intermediación financiera del grupo; en 2018 este escenario se reitera con una notable predominancia de la actividad bancaria.

Gráfico 4: Composición de los Grupos Financieros - Activos de cada Segmento como % de los Activos Consolidados



Fuente: Datos elaborados a partir de los estados financieros auditados consolidados disponibles, publicados por la Superintendencia de Bancos y las Entidades de Intermediación Financiera. Hasta 2015, se excluye 1 entidad pública de intermediación financiera.

Por lo antes visto se puede apreciar que los conglomerados financieros han presentado una trayectoria de expansión constante desde 2010, con un salto cuantitativo a partir de 2014, para luego estabilizarse en número, aunque permaneciendo en

crecimiento de volumen. Durante esta consolidación, sin embargo, la dominancia de las entidades bancarias se ha mantenido, representando más del 80% de las operaciones activas de los conglomerados. A su vez, se ha podido apreciar el sesgo de la actividad intergrupala hacia operaciones que vinculan flujos de ingresos y gastos. Todos estos elementos condicionan la forma de las estimaciones, con especial atención a los cambios estructurales en los parámetros por el ingreso de nuevos consolidados.

4. Estrategia empírica y resultados

El modelo de tasas de interés parte de las relaciones que propone la teoría microeconómica sobre la empresa bancaria. Como pudo verse anteriormente, en esta corriente, la tasa de interés activa, esto es el precio del dinero prestado, se encuentra determinada por el costo de obtención del dinero, el costo operativo marginal de administrar la empresa bancaria, el riesgo percibido o asumido en la actividad crediticia, así como el poder de mercado del banco prestatario.

Considérese ahora lo planteado en [6], sobre la función objetivo de la entidad bancaria que debe decidir cuanto mantener de créditos.

$$E[\pi] = yL - c \left(\frac{1-s}{1-k} \right) L - \theta L - E(L) \quad [6]$$

$$- g \left(\frac{1-s}{1-k} \right) L$$

Ahora supongamos que la entidad no puede prever con certeza la tasa de probable de impago θ , sino que se equivoca en un margen ϵ de tal manera que su función objetivo se torna

$$E[\pi] = yL - c \left(\frac{1-s}{1-k} \right) L - (\theta + \epsilon)L - E(L) \\ - g \left(\frac{1-s}{1-k} \right) L$$

Sabiendo esto, la entidad bancaria se agrupa con una empresa de seguros que conoce θ con certeza. Esta le ofrece un seguro de deuda a los deudores con una prima de monto $M(L)$ que incrementa con la exposición. Dado que el grupo financiero ha sustituido una pérdida incierta por una pérdida controlada mitigada por un ingreso, entonces la función objetivo conglomerada se torna:

$$E[\pi] = yL - c \left(\frac{1-s}{1-k} \right) L - E(L) - g \left(\frac{1-s}{1-k} \right) L \\ + (1-\theta)M(L) + \theta(M(L) - L)$$

Luego se tiene que:

$$\frac{\partial E[\pi]}{\partial L} = y - c \left(\frac{1-s}{1-k} \right) - E'(L) - g \left(\frac{1-s}{1-k} \right) + M'(L) - \theta \\ = 0$$

Por tanto, la tasa de interés de la entidad bancaria ahora conglomerada es:

$$y = c \left(\frac{1-s}{1-k} \right) + E'(L) + g \left(\frac{1-s}{1-k} \right) - M'(L) + \theta$$

Así, la tasa de interés activa del banco conglomerado es menor a su tasa no conglomerada, toda vez que $M'(L) > 0$ y θ es estrictamente menor a $\theta + \epsilon$.

Los elementos teóricos planteados anteriormente permiten establecer la estructura inicial de las relaciones que, entre las

variables involucradas, prevalecerán para aproximar el efecto de las vinculaciones con los grupos financieros. Cada una de estas variables se representa a su vez por las estadísticas que se definen en la tabla siguiente:

Tabla 1. Descripción de Variables⁵

Variable	Símbolo	Descripción	Signo Esperado respecto de la Tasa Activa
Costo Financiero de la i-ésima entidad en el momento t	$c_{i,t}$	Es la razón de los gastos financieros a pasivos costosos. Mide el costo implícito del pasivo. Puede asemejarse a la tasa pasiva promedio ponderada.	(+) En general, la teoría bancaria indica que aumentos en el costo financiero deben reflejarse en aumentos en la tasa activa.
Costo de Explotación de la i-ésima entidad en el momento t	$e_{i,t}$	Es el cociente de los gastos administrativos a activos totales. Mide el costo de explotación promedio de cada unidad de activo. Aproxima al costo marginal.	(+) Como el caso anterior, la teoría bancaria indica que aumentos en el costo marginal deben reflejarse en aumentos en la tasa activa.
Razón de Provisiones de Crédito a Cartera de Créditos de la i-ésima entidad en el momento t	$\theta_{i,t}$	Es el cociente entre provisiones de créditos y cartera bruta. Mide la proporción de reservas por pérdidas esperadas respecto de la cartera bruta. Se usa como aproximación al riesgo de crédito.	(+) La generalidad de la teoría financiera parte de la relación positiva de riesgo-retorno. En el caso bancario, la percepción o apetito por riesgo se vincula con la necesidad de recuperar la inversión a mayor velocidad, exigiendo alto interés.
Logaritmo del Activo Total Real de la i-	$a_{i,t}$		(+) Los modelos de optimización tradicionales

5 La estadísticas descriptivas y pruebas de raíz unitaria de estas variables se encuentran en los anexos 1 y 2.

Variable	Símbolo	Descripción	Signo Esperado respecto de la Tasa Activa
ésima entidad en el momento t		Logaritmo del Activo Total deflactado por Índice de Precios al Consumidor.	sugieren que, a mayor tamaño de una entidad bancaria, mayor pudiera ser su poder de mercado, por tanto, imponer mayores tasas activas.
Activo Total de la i -ésima entidad en el momento t , como proporción del Activo Total de su Grupo Financiero	$\delta_{i,t}$	Mide la dominancia de la entidad bancaria en el Grupo Financiero, desde el volumen de activos. Un valor igual o mayor a 100% implica dominancia total de la entidad o no pertenencia a un grupo financiero. Menor sea el valor a 100%, mayor la preponderancia del grupo financiero.	(\pm) La evidencia empírica es mixta, aunque tiende a inclinarse por una relación negativa: a mayor dominancia, menor el descuento de conglomerado, por tanto, mayor el valor de la entidad y, por consiguiente, menor la tasa activa que valoriza sus activos.
Utilidades de la i -ésima entidad en el momento t , como proporción de las utilidades de su Grupo Financiero	$\rho_{i,t}$	Mide la dominancia de la entidad bancaria en el Grupo Financiero, desde los resultados del ejercicio. Un valor igual o mayor a 100% implica dominancia total de la entidad o no pertenencia a un grupo financiero. Menor sea el valor a 100%, mayor la preponderancia del grupo financiero.	(\pm) La evidencia empírica es mixta, aunque tiende a inclinarse por una relación negativa: a mayor dominancia, menor el descuento de conglomerado, por tanto, mayor el valor de la entidad y, por consiguiente, menor la tasa activa que valoriza sus activos.
Tasa Interbancaria Promedio Ponderada en el momento t	i_t	Es la tasa de interés promedio ponderada de las entidades que transan en el mercado interbancario dominicano. Representa el costo de obtener fondos en dicho mercado.	(+) Un aumento en la tasa interbancaria significa mayores costos para obtener liquidez en el mercado interbancario. A su vez, puede reflejar una creciente demanda por dinero y crédito, y,

Variable	Símbolo	Descripción	Signo Esperado respecto de la Tasa Activa
			por tanto, la existencia de espacio para aumento de tasa por parte de la entidad bancaria individual.
Interacción de Costo Financiero y Activos de la <i>i</i> -ésima entidad en el momento <i>t</i>	$c_{i,t}a_{i,t}$	Condiciona el Costo Financiero de forma que incida de forma diferenciada, en la tasa activa, dependiendo del volumen de la entidad bancaria.	(+) Se espera una relación positiva con la tasa activa, en razón de que un mayor poder de mercado posibilita transferir costos financieros y operacionales al deudor.
Interacción de Costo de Explotación y Activos de la <i>i</i> -ésima entidad en el momento <i>t</i>	$e_{i,t}a_{i,t}$	Condiciona el Costo de Explotación de forma que incida de forma diferenciada, en la tasa activa, dependiendo del volumen de la entidad bancaria.	(+) Por extensión del argumento anterior.
Interacción de Razón de Provisiones de Crédito y Activos de la <i>i</i> -ésima entidad en el momento <i>t</i>	$\theta_{i,t}a_{i,t}$	Condiciona el Costo de Provisiones de forma que incida de forma diferenciada, en la tasa activa, dependiendo del volumen de la entidad bancaria.	(+) Por extensión del argumento anterior.
Interacciones de la Activo Total de la <i>i</i> -ésima entidad en el momento <i>t</i> , como proporción del Activo Total de su Grupo Financiero	$c_{i,t}a_{i,t}\delta_{i,t}$ $e_{i,t}a_{i,t}\delta_{i,t}$	Caracteriza las interacciones anteriores, para que estas incidan en mayor o menor grado, según sea el peso la entidad en su grupo financiero. La significancia	(±) La evidencia empírica es mixta, aunque tiende a inclinarse por una relación negativa: a mayor dominancia, menor el descuento de conglomerado, por tanto, mayor el valor de

Variable	Símbolo	Descripción	Signo Esperado respecto de la Tasa Activa
Interacciones de las Utilidades de la i-ésima entidad en el momento t , como proporción de las utilidades de su Grupo Financiero		de estas variables supone incidencia del grupo financiero en las decisiones de precio del dinero de la entidad bancaria.	la entidad y, por consiguiente, menor la tasa activa que valoriza sus activos.
	$\theta_{i,t}a_{i,t}\delta_{i,t}$		
	$c_{i,t}a_{i,t}\rho_{i,t}$	Similar al anterior, Caracteriza las interacciones precedentes, para que estas incidan en mayor o menor grado, según sea el peso la entidad en su grupo financiero. La significancia de estas variables supone incidencia del grupo financiero en las decisiones de precio del dinero de la entidad bancaria.	(±) Por lo descrito precedentemente.
	$e_{i,t}a_{i,t}\rho_{i,t}$		
	$\theta_{i,t}a_{i,t}\rho_{i,t}$		
Tasa de Interés Activa Promedio Ponderada de la i-ésima entidad en el momento t .	$y_{i,t}$	Es la variable dependiente. Se utiliza como aproximación de la asignación de precio que la entidad bancaria hace al dinero que cede en crédito.	

Considerándose lo anterior, los modelos que se proponen para la determinación de la incidencia de los grupos o conglomerados financieros en la actividad bancaria son análogos a la estructura lineal que se obtiene de la optimización de un intermediario bancario, en la forma presentada con anterioridad, donde la tasa de interés activa en el momento t , y_t , es una función del costo del depósito, c_t , el costo marginal, e_t , el riesgo de la operación, θ_t y el tamaño de la entidad, a_t :

$$y_t = \alpha + \beta_1 c_t a_t + \beta_2 e_t a_t + \beta_3 \theta_t a_t \quad [9]$$

Nótese que la separación de los elementos corresponde a la distinción de cada una de las variables involucradas en la determinación del precio del crédito, es decir: se asume que el costo de captación es un elemento distinto e independiente del costo de explotación, mientras que el riesgo de la operación crediticia se considera, al menos inicialmente, un elemento separado de ambos costos. El tamaño de la entidad, como aproximación a su poder de mercado, interactúa con todas ellas y por tanto ingresa como una variable de interacción multiplicativa.

Ampliando esa lógica, la incidencia del grupo financiero, manifestada por δ_t , se plantea, igualmente, por interacción con el resto de las variables como un factor o múltiplo de cada sumando de la expresión algebraica presentada en [9], en la forma que sigue:

$$y_t = \alpha + \beta_4 c_t a_t \delta_t + \beta_5 e_t a_t \delta_t + \beta_6 \theta_t a_t \delta_t \quad [10]$$

Expresando las formulaciones anteriores como un modelo econométrico de un panel con i unidades transversales (entidades bancarias) y t períodos, se tiene que, para [9] la especificación sería:

$$E[y_{i,t}] = \hat{\alpha} + \hat{\beta}_1 c_{i,t} a_{i,t} + \hat{\beta}_2 e_{i,t} a_{i,t} + \hat{\beta}_3 \theta_{i,t} a_{i,t} + \hat{\gamma}_i + \hat{\varepsilon}_{i,t} \quad [11]$$

Mientras que para [10] se representaría de la forma siguiente:

$$E[y_{i,t}] = \hat{\alpha} + \hat{\beta}_4 c_{i,t} a_{i,t} \delta_{i,t} + \hat{\beta}_5 e_{i,t} a_{i,t} \delta_{i,t} + \hat{\beta}_6 \theta_{i,t} a_{i,t} \delta_{i,t} + \hat{\gamma}_i + \hat{\varepsilon}_{i,t} \quad [12]$$

Donde $E[y_{i,t}]$ se refiere al valor esperado de la tasa de interés activa de la i -ésima entidad en el momento t ; γ_i representa los efectos, aleatorios o fijos, de cada unidad transversal i y $\varepsilon_{i,t}$ representa el residuo entre el valor observado y estimado de tasa de interés activa de la i -ésima entidad en el momento t . En el contexto de un modelo de panel, el residuo se supone homocedástico y no correlacionado, tanto entre cortes transversales como en la dimensión temporal y distribuido normalmente. No obstante, el supuesto de mayor relevancia es la distribución aleatoria de γ_i , que a su vez supone que $E[x_{i,t} \gamma_i] = 0$ y que conlleva a una estimación eficiente y consistente por efectos aleatorios. Cuando esta condición no puede sostenerse la estimación no es consistente y debe procederse por efectos fijos.

Considerando el entorno macroeconómico, a las expresiones [11] y [12] se le agrega la variable de la tasa interbancaria i_t , de forma que pueda controlarse por diversos efectos que esta variable agregada refleja por el lado de la oferta de dinero, como es la tasa de política monetaria y el encaje legal, así como aquellas condiciones propias de la demanda por crédito y dinero, que otorga o restringe espacios para que una entidad individual pueda o no colocar el precio del crédito conforme su estructura de costos. De esta manera, las formulaciones quedan reescritas así:

$$E[y_{i,t}] = \hat{\alpha} + \hat{\beta}_1 c_{i,t} a_{i,t} + \hat{\beta}_2 e_{i,t} a_{i,t} + \hat{\beta}_3 \theta_{i,t} a_{i,t} + \hat{\beta}_4 i_t a_{i,t} + \hat{\gamma}_i + \hat{\varepsilon}_{i,t} \quad [13]$$

y

$$E[y_{i,t}] = \hat{\alpha} + \hat{\beta}_5 c_{i,t} a_{i,t} \delta_{i,t} + \hat{\beta}_6 e_{i,t} a_{i,t} \delta_{i,t} + \hat{\beta}_7 \theta_{i,t} a_{i,t} \delta_{i,t} + \hat{\beta}_8 i_t a_{i,t} \delta_{i,t} + \hat{\gamma}_i + \hat{\varepsilon}_{i,t} \quad [14]$$

Partiendo de esto se realizan las estimaciones presentadas en la Tabla 2 para 37 entidades de intermediación financiera

durante el período 2010-2018, pertenecientes a los subsectores con alguna entidad agrupada: bancos múltiples, bancos de ahorro y crédito y asociaciones de ahorros y préstamos, excluyéndose de estos las entidades que ya no operan en el mercado.

Los modelos estáticos se estiman con efectos fijos al comprobarse el rechazo de la hipótesis nula de no existencia de efectos ($E[x_{i,t} \gamma_i] = 0$) al 95% de confianza, bajo Breusch y Pagan (1980), Gourieroux et al (1982), Honda (1985) y King y Wu (1997); y el rechazo de la hipótesis nula de efectos aleatorios, al 95% de confiabilidad, bajo la prueba de Hausman (1978).

Las pruebas sobre dependencia cruzada en los residuos de Breusch y Pagan (1980) y Pesaran (2004) arrojan, ambas, un rechazo a la hipótesis nula de no dependencia cruzada entre los residuos de cortes transversales al 95% de confiabilidad estadística, mientras que las pruebas de homocedasticidad de estos residuos rechazan esta hipótesis al 95% de confianza, tanto entre cortes transversales como a lo largo de estos. Por ello, se estiman los modelos como mínimos cuadrados generalizados ponderados que parten del supuesto de existencia de heterocedasticidad y correlación contemporánea en los residuos. Los errores estándar de los coeficientes se calculan bajo la matriz de covarianzas de White (1980) apropiada para las circunstancias antes descritas.⁶

6 En el Anexo 3 se detallan los resultados de los contrastes descritos para estas estimaciones.

Tabla 2: Modelos de Tasas de Interés

Mínimos Cuadrados Eficientes Generalizados para Paneles:
Efectos Fijos y Ponderadores por Cortes Transversales
Período: 2010-2018

Variable	Sin Grupos Financieros $\delta_{i,t}, \rho_{i,t} = 0$		Con Grupos Financieros $\delta_{i,t}$		Variable	Con Grupos Financieros $\rho_{i,t}$	
α	7.744238 (0.0000)	7.648260 (0.0000)	9.6538 (0.0000)	9.588881 (0.0000)	α	15.77608 (0.0000)	15.82482 (0.0000)
$c_{i,t}a_{i,t}$	-0.279687 (0.2042)				$c_{i,t}a_{i,t}$		
$e_{i,t}a_{i,t}$	6.979284 (0.0000)	6.970624 (0.0000)			$e_{i,t}a_{i,t}$		
$\theta_{i,t}a_{i,t}$	2.560233 (0.0003)	2.561278 (0.0003)			$\theta_{i,t}a_{i,t}$		
$i_{i,t}a_{i,t}$	13.10643 (0.0000)	13.02392 (0.0000)			$i_{i,t}a_{i,t}$		
$c_{i,t}a_{i,t}\delta_{i,t}$			-0.280118 (0.1681)		$c_{i,t}a_{i,t}\rho_{i,t}$	-0.191933 (0.0517)	-0.187106 (0.0391)
$e_{i,t}a_{i,t}\delta_{i,t}$			4.718717 (0.0042)	4.673740 (0.0052)	$e_{i,t}a_{i,t}\rho_{i,t}$	-1.799060 (0.0164)	-1.773278 (0.0161)
$\theta_{i,t}a_{i,t}\delta_{i,t}$			2.056679 (0.0013)	2.049527 (0.0013)	$\theta_{i,t}a_{i,t}\rho_{i,t}$	0.248367 (0.6500)	
$i_{i,t}a_{i,t}\delta_{i,t}$			13.12024 (0.0000)	13.03122 (0.0000)	$i_{i,t}a_{i,t}\rho_{i,t}$	10.848800 (0.0000)	10.86177 (0.0000)
Observaciones	333	333	328	328		328	328
R-Cuadrada Ajustada	0.9341	0.9339	0.9337	0.9333		0.9419	0.9419
Durbin-Watson	1.044867	1.029692	1.034889	1.019421		1.077838	1.077096

La Tabla 2 se divide en tres grupos: i) estimaciones sin variables de grupos financieros; ii) estimaciones con la razón de activos de la entidad bancaria a los activos del grupo financiero, $\delta_{i,t}$, como variable de grupo financiero; y iii) estimaciones con la razón de utilidades de la entidad bancaria a las utilidades del grupo financiero, como variable que refleja la actividad del conglomerado. A su vez, cada grupo presenta dos estimaciones, una con todas las variables y la otra excluyendo las variables

cuyos coeficientes presentan una probabilidad mayor al 5% de ser igual a cero.

En primer orden se observa que, en general, los coeficientes sostienen los signos esperados, así como niveles de significancia estadística al nivel de confianza del 95%, evidenciado por probabilidades menores al 5% de que el coeficiente en cuestión sea cero. Sin embargo, es notable que los coeficientes de la variable de costo financiero, $c_{i,t}a_{i,t}$, $c_{i,t}a_{i,t}\delta_{i,t}$ y $c_{i,t}a_{i,t}\rho_{i,t}$ presentan un signo negativo, contrario al esperado y que no es estadísticamente distinto de cero al 95% de confianza, para los primeros dos grupos de estimaciones. En el caso del tercer grupo de estimaciones la notoriedad se extiende a la variable de costos de explotación, $e_{i,t}a_{i,t}\rho_{i,t}$, que se acompaña de un coeficiente de signo negativo y una probabilidad menor al 5% de ser igual a cero.

Este primer aspecto analizado es secundario, para los propósitos de este trabajo, en comparación con las magnitudes de los valores que se han obtenido entre las estimaciones de los tres grupos. Comparados con los coeficientes del primer grupo, aquellos del segundo grupo, obtenidos por interacción con la variable de conglomerado $\delta_{i,t}$, no parecen presentar una diferencia significativa respecto de sus homólogos no interactuados con variables de grupo. En contraste, los coeficientes del tercer grupo, cuya variable de interacción de conglomerado es $\rho_{i,t}$, aparentan diferenciados más allá de lo estadísticamente dispensable.

Para formalizar este análisis se procede a realizar un conjunto de pruebas de igualdad de coeficientes entre aquellos del primer y segundo grupo, así como entre los del primer y tercer grupo. Como se aprecia en la Tabla 3, los resultados indican que las estimaciones del segundo grupo son, en lo general y lo

particular, similares a las del primer grupo, dado que las diferencias no alcanzan la significancia estadística al 95% de confianza. Por el contrario, los coeficientes computados para el tercer grupo reflejan el rechazo general y para cada coeficiente, a la hipótesis de que estos son equivalentes a los coeficientes sin interacción de variable de grupo, con un nivel de confiabilidad del 95%.

Tabla 3: Pruebas de Igualdad de Coeficientes

Sin Grupos Financieros					Con Grupos Financieros				
$\delta_{i,t}, \rho_{i,t} = 0$					$\delta_{i,t}, \rho_{i,t} = 0$				
Variable	Coeficiente	Variable	Coeficiente	Estadístico t (Probabilidad $t < t^*$)	Variable	Coeficiente	Variable	Coeficiente	Estadístico t (Probabilidad $t > t^*$)
α	7.74423	α	9.6538	287 (0.233)	α	7.74423	α	15.77608	10.97 (0.000)
$c_{i,t}a_{i,t}$	-0.27968	$c_{i,t}a_{i,t}\delta_{i,t}$	-0.28011	-0.002 (0.998)	$c_{i,t}a_{i,t}$	-0.27968	$c_{i,t}a_{i,t}\rho_{i,t}$	-0.19193	-4.80 (0.000)
$e_{i,t}a_{i,t}$	6.97928	$e_{i,t}a_{i,t}\delta_{i,t}$	4.71871	-1.384 (0.167)	$e_{i,t}a_{i,t}$	6.97928	$e_{i,t}a_{i,t}\rho_{i,t}$	-1.79906	-11.78 (0.000)
$\theta_{i,t}a_{i,t}$	2.56023	$\theta_{i,t}a_{i,t}\delta_{i,t}$	2.05667	-0.796 (0.426)	$\theta_{i,t}a_{i,t}$	2.56023	$\theta_{i,t}a_{i,t}\rho_{i,t}$	0.24836	-4.22 (0.000)
$i_t a_{i,t}$	13.1064	$i_t a_{i,t}\delta_{i,t}$	13.1202	0.011 (0.990)	$i_t a_{i,t}$	13.10643	$i_t a_{i,t}\rho_{i,t}$	10.84880	-2.99 (0.003)
Prueba Conjunta	Estadístico F (Grados de Libertad Numerador, Denominador)	1.52676 (5, 287)	Probabilidad (F<F*)	0.1814	Prueba Conjunta	Estadístico F (Grados de Libertad Numerador, Denominador)	39.18001 (5, 287)	Probabilidad (F<F*)	0.000

La significancia de estos resultados es doble: implican, por un lado, que la inclusión de variables de conglomerados financieros puede revelar información suficiente como para modificar los coeficientes estimados en una magnitud estadísticamente ponderable, por tanto, son variables relevantes en la estimación para explicar la descomposición de la tasa de interés activa promedio ponderada. En segundo orden, los resultados conllevan, además, a diferenciar entre la dominancia en el grupo financiero por el lado de los activos y por el lado de las utilidades, sugiriéndose que es la dominancia por utilidades la que prima por su influencia en el proceso de determinación de precios que la entidad bancaria hace de su crédito.

En adición a lo anteriormente planteado, los resultados de la Tabla 2 presentan aspectos antes señalados que ameritan una discusión particular, como es el caso de los signos de los coeficientes, concretamente aquellos del tercer grupo. No obstante, antes de abordar esa discusión es conveniente someter los datos a una metodología de especificación adicional, de forma que se pueda verificar si los resultados son robustos ante la forma de estimación. Tomando esto, considerando que algunas variables presentan evidencia de raíz unitaria en niveles y teniéndose evidencia de que los residuos estarían presentando un patrón de correlación temporal dado los valores cercanos a 1 del estadístico Durbin-Watson (Durbin & Watson, 1950, 1951), se propone la estimación de modelos dinámicos que transforman las variables en sus primeras diferencias y que reducirían el riesgo de una mala especificación de los modelos antes analizados.

A estos fines se introduce una variable dependiente rezagada para capturar las posibles causas de la correlación en los residuos y procurar una estimación consistente y eficiente de los coeficientes bajo el método generalizado de momentos aplicado a paneles dinámicos. Bajo este esquema se introduce la tasa de interés activa promedio ponderada rezagada como variable dependiente y se obtienen los coeficientes siguiendo la metodología propuesta por Arellano y Bond (1991) con transformaciones en primeras diferencias y uso de la variable dependiente rezagada y de la tasa interbancaria como instrumentos de control de endogeneidad. Partiendo de [14], el modelo así planteado toma la forma siguiente:

$$E[\Delta y_{i,t}] = \hat{\beta}_5 \Delta(c_{i,t} a_{i,t} \delta_{i,t}) + \hat{\beta}_6 \Delta(e_{i,t} a_{i,t} \delta_{i,t}) + \hat{\beta}_7 \Delta(\theta_{i,t} a_{i,t} \delta_{i,t}) + \hat{\beta}_8 \Delta(i_{i,t} a_{i,t} \delta_{i,t}) + \hat{\beta}_9 \Delta y_{i,t-1} + \Delta \hat{\varepsilon}_{i,t} \quad [15]$$

La transformación que proponen Arellano y Bond (1991) es necesaria para evitar la endogeneidad generada por la inclusión de la variable rezagada con los efectos fijos del modelo estático. La transformación en primeras diferencias elimina entonces los efectos fijos manteniendo la posibilidad de estimar los coeficientes con el estimador propuesto por los autores. Por lo anterior, el supuesto crítico del modelo es que los residuos no presentan patrón de autocorrelación. Los resultados del modelo dinámico se presentan en la Tabla 4:

Tabla 4: Modelos de Tasas de Interés
Método Generalizado de Momentos para Paneles Dinámicos:
Primeras Diferencias y Ponderadores por Cortes Transversales
Período: 2012-2018

Variable (Primeras Diferencias)	Sin Grupos Financieros $\delta_{i,t}, \rho_{i,t} = 0$	Con Grupos Financieros Variable de Grupo: $\delta_{i,t}$	Variable	Con Grupos Financieros Variable de Grupo: $\rho_{i,t}$
$y_{i,t-1}$	0.519361 (0.0000)	0.517231 (0.0000)	α	0.639376 (0.0000)
$c_{i,t}a_{i,t}$	1.148972 (0.0000)		$c_{i,t}a_{i,t}$	
$e_{i,t}a_{i,t}$	14.60531 (0.0000)		$e_{i,t}a_{i,t}$	
$\theta_{i,t}a_{i,t}$	9.205947 (0.0000)		$\theta_{i,t}a_{i,t}$	
$i_t a_{i,t}$	15.59445 (0.0000)		$i_t a_{i,t}$	
$c_{i,t}a_{i,t}\delta_{i,t}$		1.200606 (0.0007)	$c_{i,t}a_{i,t}\rho_{i,t}$	0.221624 (0.0000)
$e_{i,t}a_{i,t}\delta_{i,t}$		15.07864 (0.0000)	$e_{i,t}a_{i,t}\rho_{i,t}$	-7.339900 (0.0000)
$\theta_{i,t}a_{i,t}\delta_{i,t}$		8.717247 (0.0000)	$\theta_{i,t}a_{i,t}\rho_{i,t}$	1.246924 (0.0000)
$i_t a_{i,t}\delta_{i,t}$		15.86557 (0.0000)	$i_t a_{i,t}\rho_{i,t}$	13.43902 (0.0000)
Observaciones	259	255		255
Arellano Bond AR(1) (Prob)	-1.662024 (0.0965)	-1.650555 (0.0988)		-1.528339 (0.1264)

Variable (Primeras Diferencias)	Sin Grupos Financieros $\delta_{i,t}, \rho_{i,t} = 0$	Con Grupos Financieros Variable de Grupo: $\delta_{i,t}$	Variable	Con Grupos Financieros Variable de Grupo: $\rho_{i,t}$
Arellano	-0.967123	-0.897484		-0.386419
Bond AR(2)	(0.3335)	(0.3695)		(0.6992)
(Prob)				
Sargan	33.73959	34.27243		33.64048
(Prob)	(0.2913)	(0.2700)		(0.2954)

Los resultados sugieren que, en general, todas las variables incluidas en los modelos son significativas al 95% de confianza para explicar la tasa de interés activa promedio ponderada. A este respecto es conveniente señalar que los errores estándar de los coeficientes fueron modificados siguiendo a White (1980) en procura de su estimación eficiente, considerando las evidencias obtenidas de los contrastes aplicados sobre los residuos de los modelos estáticos, esto es, el rechazo a la hipótesis de homocedasticidad y de no correlación entre los residuos de los cortes transversales.

En igual orden, todos los modelos dinámicos reportan de forma unánime el signo positivo de los coeficientes que acompañan las variables de costo financiero y de riesgo de crédito, obteniendo igualmente, en ambos casos, significancia estadística. Estos resultados se muestran acorde con lo esperado conforme la teoría microeconómica bancaria. Sin embargo, los modelos dinámicos coinciden con los estáticos en designar al costo de explotación con un signo negativo y significativo cuando interactúa con la proporción de utilidades $\rho_{i,t}$. Para evaluar la estabilidad de estos signos, considerando el cambio relevante que tuvo lugar a partir de 2014 en las operaciones de los grupos financieros, se acorta la muestra para estimar los coeficientes para el periodo 2014-2018, de forma que estos cambios tengan menor incidencia en el cómputo de los coeficientes

determinación. Los resultados de la muestra acotada se detallan en la Tabla 5:

Tabla 5: Modelos de Tasas de Interés
Método Generalizado de Momentos para Paneles Dinámicos:
Primeras Diferencias y Ponderadores por Cortes Transversales
Período: 2014-2018

Variable (Primeras Diferencias)	Sin Grupos Financieros $\delta_{i,t}, \rho_{i,t} = 0$	Con Grupos Financieros Variable de Grupo: $\delta_{i,t}$	Variable	Con Grupos Financieros Variable de Grupo: $\rho_{i,t}$
$y_{i,t-1}$	0.343588 (0.0000)	0.341236 (0.0000)	α	0.342993 (0.0000)
$c_{i,t}a_{i,t}$	0.998974 (0.008)		$c_{i,t}a_{i,t}$	
$e_{i,t}a_{i,t}$	9.936489 (0.0000)		$e_{i,t}a_{i,t}$	
$\theta_{i,t}a_{i,t}$	5.835146 (0.0000)		$\theta_{i,t}a_{i,t}$	
$i_t a_{i,t}$	-4.466734 (0.0001)		$i_t a_{i,t}$	
$c_{i,t}a_{i,t}\delta_{i,t}$		0.938062 (0.0011)	$c_{i,t}a_{i,t}\rho_{i,t}$	0.603422 (0.0013)
$e_{i,t}a_{i,t}\delta_{i,t}$		9.936644 (0.0000)	$e_{i,t}a_{i,t}\rho_{i,t}$	6.984303 (0.0000)
$\theta_{i,t}a_{i,t}\delta_{i,t}$		5.806575 (0.0000)	$\theta_{i,t}a_{i,t}\rho_{i,t}$	5.323444 (0.0000)
$i_t a_{i,t}\delta_{i,t}$		-4.207562 (0.0000)	$i_t a_{i,t}\rho_{i,t}$	-12.74242 (0.0000)
Observaciones	185	183		183
Arellano Bond AR(1) (Prob)	-1.662024 (0.0965)	-1.641889 (0.1006)		-1.984432 (0.0472)
Arellano Bond AR(2) (Prob)	-0.967123 (0.3335)	0.424707 (0.6711)		0.146101 (0.8838)
Sargan (Prob)	28.91921 (0.2673)	30.99781 (0.1890)		33.87915 (0.1105)

Las estimaciones bajo la muestra 2014-2018, en la que se estabiliza el número de grupos financieros, presentan diferencias ponderables respecto de la muestra ampliada en lo concerniente a los valores de los coeficientes obtenidos, reflejando en general una moderación en estos, manteniéndose sin embargo la significancia estadística. Un aspecto notable es que bajo esta muestra todos los coeficientes vinculados a factores microeconómicos reflejan signos congruentes con lo esperado; no obstante, se difiere en el signo esperado para la tasa interbancaria, que para todas las estimaciones presenta un coeficiente negativo.

Por tanto, los resultados son indicativos de que, en general, incrementos en el costo financiero, el costo administrativo y el riesgo de crédito percibido se asocian con aumentos en la tasa de interés activa promedio ponderada. En lo referente a las variables de grupo $\delta_{i,t}$ y $\rho_{i,t}$, en efecto, la Tabla 6 se presentan los resultados de las pruebas de igualdad de coeficientes, en los que, nueva vez, se obtiene el rechazo a la hipótesis de igualdad entre los coeficientes no interactuados y los que fueron multiplicados por $\rho_{i,t}$, a un nivel de confianza del 95%. Esto quiere decir que se encuentra el mismo patrón sobre la mayor eficacia de las utilidades del ejercicio de la entidad para explicar su posición de dominio o centralidad en su grupo financiero y, luego, en la determinación de la tasa de interés activa.

Tabla 6: Pruebas de Igualdad de Coeficientes
Modelo Dinámico de Tasas de Interés

Sin Grupos Fi- nancieros		Con Grupos Fi- nancieros		Esta- dístico	Sin Grupos Fi- nancieros		Con Grupos Fi- nancieros		Esta- dístico
$\delta_{i,t}, \rho_{i,t} = 0$		$\delta_{i,t}$		t (Pro- babili- dad t < t^*)	$\delta_{i,t}, \rho_{i,t} = 0$		$\rho_{i,t}$		t (Pro- babili- dad t > t^*)
Varia- ble	Coefi- ciente	Variable	Coefi- ciente		Varia- ble	Coefi- ciente	Variable	Coefi- ciente	

$y_{i,t-1}$	0.34358 8	$y_{i,t-1}$	0.34123 6	-1.084 (0.279)	$y_{i,t-1}$	0.34358 8	$y_{i,t-1}$	0.34299 3	-0.306 (0.759)
$c_{i,t}a_{i,t}$	0.99897 4	$c_{i,t}a_{i,t}\delta_{i,t}$	0.93806 2	-0.215 (0.829)	$c_{i,t}a_{i,t}$	0.99897 4	$c_{i,t}a_{i,t}\rho_{i,t}$	0.60342 2	-2.139 (0.033)
$e_{i,t}a_{i,t}$	9.93648 9	$e_{i,t}a_{i,t}\delta_{i,t}$	9.93664 4	0.000 (0.999)	$e_{i,t}a_{i,t}$	9.93648 9	$e_{i,t}a_{i,t}\rho_{i,t}$	6.98430 3	-6.749 (0.000)
$\theta_{i,t}a_{i,t}$	5.83514 6	$\theta_{i,t}a_{i,t}\delta_{i,t}$	5.80657 5	-0.050 (0.959)	$\theta_{i,t}a_{i,t}$	5.83514 6	$\theta_{i,t}a_{i,t}\rho_{i,t}$	5.32344 4	-1.255 (0.211)
$i_t a_{i,t}$	- 4.46673 4	$i_t a_{i,t} \delta_{i,t}$	- 4.20756 2	0.278 (0.781)	$i_t a_{i,t}$	- 4.46673 4	$i_t a_{i,t} \rho_{i,t}$	- 12.7424 2	10.36 1 (0.000)

Desde esa perspectiva, los coeficientes obtenidos bajo los modelos dinámicos en muestra acotada (Tabla 5) sugerirían que una mayor incidencia del grupo financiero (reducción de $\delta_{i,t}$ y $\rho_{i,t}$) tendería a una reducción de las tasas de interés activas promedio ponderadas, especialmente para el caso de la variable de grupo $\rho_{i,t}$, que presenta coeficientes marcadamente distintos a aquellos obtenidos sin involucramiento de las variables de conglomerado. Dicho resultado, de aumento en tasas activas en asociación a incrementos en costos, sería contrarrestado únicamente por el signo negativo que acompaña al coeficiente de la variable de la tasa de interés interbancaria, el cual, si bien no es esperado, pudiera estar reflejando diferenciales de pendientes entre plazos de la curva de rendimientos para tasas de interés bancarias, así como reacciones estratégicas contrapuestas que suceden entre entidades bancarias que pertenecen a sub-segmentos dependientes del mercado de crédito.

En lo relativo a las pruebas de contraste de las estimaciones dinámicas de la Tabla 5, se observa que el estadístico propuesto

por Sargan (1958), para evaluar la validez de las variables instrumentales utilizadas, no es lo suficientemente distinto de cero como para rechazar la hipótesis nula de que los instrumentos son válidos al 95% de confiabilidad estadística; por lo que los valores de los coeficientes presentados serían consistentes. Igual de importante es la prueba de autocorrelación de los residuos de Arellano y Bond (1991) para procesos autorregresivos de orden 1 y 2, que arroja evidencia suficiente para no rechazar la hipótesis nula de no autocorrelación en los residuos al 90% y 95% de confianza, conservándose un supuesto crítico en la estimación de modelos dinámicos.⁷

A manera de resumen, los resultados obtenidos se orientan a resaltar la incidencia de las variables de conglomerado financiero en la determinación de las tasas activas, implicando que el aumento de las actividades del grupo (que conlleva una reducción de la ponderación de la entidad bancaria) se traduce en reducciones del precio del crédito. Sin embargo, esta incidencia no es generalizada, sino que se concentra en las operaciones de grupo vinculadas a los resultados del ejercicio, es decir, transacciones de ingresos y gastos, reflejándose lo visto con anterioridad, sobre el sesgo de las operaciones intergrupales hacia aquellas de flujo en lugar de inversiones, préstamos u otras que se registran en balance general.

5. Lateralidades de los resultados

5.1. Sobre la competencia en el mercado bancario

Como fuera mencionado anteriormente, los signos obtenidos de los coeficientes estimados en los modelos de muestra

7 En el Anexo 3 se detallan los resultados de las pruebas aplicadas a los modelos estáticos.

acotada señalan a que una mayor actividad del grupo financiero (es decir, que los activos y resultados de la entidad bancaria no son dominantes) podría traducirse en reducciones en tasas de interés activas promedio ponderadas. Aquello conlleva a que una entidad perteneciente a un grupo, en la que esta no es dominante o ha cedido dominancia gradualmente, puede generar espacios para reducir sus tasas de interés y potencializar su participación de mercado.

La lógica de esto descansa en los argumentos que utiliza la literatura para explicar el descuento de consolidado: una mayor participación del grupo conlleva a que la entidad bancaria puede asociarse con entidades conexas y reducir la incidencia de costos de operación en la formación de las tasas de interés; igualmente, puede estarse beneficiando de flujos de recursos usualmente no disponibles para una entidad bancaria no agrupada, aunque este efecto tiende a ser menor por los controles regulatorios que usualmente se activan para reducir o eliminar este tipo de acciones. Otra ventaja es el capital informacional que genera un grupo financiero y que permite a una entidad bancaria complementar sus informaciones sobre posibles negocios en los que pueda incurrir para aseverar con mayor certeza los niveles de riesgo que está asumiendo.

Todo esto en conjunto puede tener implicaciones importantes desde el punto de vista de competencia de mercado, ya que sugiere la posibilidad de incrementar posicionamiento en el mercado mediante una menor sensibilidad de la tasa de interés a los costos de la entidad. Esta forma de vincular el costo de explotación con las tasas de interés activas remite al modelo de Boone (2008), en el cual el costo marginal de producción explica a la participación de mercado de una firma. Boone utiliza entonces la elasticidad de costo marginal a participación de

mercado como una medida de competencia, lo cual es conocido en la literatura como el Indicador de Competencia de Boone.

En una aplicación de dicho Indicador a la industria bancaria, van Leuvensteijn, Bikker, Rixtel y Sorensen (2011), plantean el modelo de Boone en la forma que sigue:

$$\ln(s_i) = \alpha + \beta \ln(mc_i) \quad [16]$$

Donde s_i es la participación de la i -ésima entidad bancaria en el mercado de créditos, mc_i es el costo marginal de provisión del crédito, $\ln(.)$ se refiere al logaritmo natural de la variable bajo análisis y β es el Indicador de Boone, del cual se espera que sea negativo debido a que los mercados castigarían a las entidades bancarias ineficientes, por tanto, mientras mayor sea el indicador en términos absolutos, mayor competencia en el mercado bancario.

Tomando de esto y en continuidad con los resultados obtenidos de las estimaciones de tasas de interés activas, planteamos el modelo econométrico para estimar el Indicador de Boone para la muestra de entidades bancarias estudiadas y determinar el efecto de grupo financiero en dicho Indicador, para de allí derivar de forma más objetiva la incidencia de los grupos financieros en la competencia. El modelo por estimar sería el siguiente:

$$E[\ln(s_{i,t})] = \hat{\alpha} + \hat{\beta} \ln(e_{i,t}) + \hat{\phi} \ln(e_{i,t})\rho_{i,t} + \gamma_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad [17]$$

Donde $\hat{\beta}$ sería el Indicador de Boone y $\hat{\beta} + \hat{\phi} \rho_{i,t}$ sería el Indicador de Boone modificado por efecto del grupo financiero.

Algunas diferencias respecto de la estimación de van Leuvensteijn, Bikker, Rixtel y Sorensen (2011) es que, en nuestro caso, $s_{i,t}$ refiere a la participación de los activos de la entidad bancaria en el resto del sistema bancario y $e_{i,t}$ no es el costo marginal, sino una aproximación a este como ya se explica con anterioridad. El resto de los componentes de [17] sigue la misma interpretación que para los modelos planteados en [11] y [12].

Transformando [17] para que sea computable bajo un modelo dinámico que incorpore la inercia en las participaciones de mercado, se tiene que la especificación queda de la forma que sigue:

$$E[\Delta \ln(s_{i,t})] = \hat{\rho} \Delta \ln(s_{i,t-1}) + \hat{\beta} \Delta \ln(e_{i,t}) + \hat{\phi} \Delta \ln(e_{i,t}) \rho_{i,t} + \Delta \hat{\varepsilon}_{i,t} \quad [18]$$

Los resultados del modelo se presentan en la Tabla 7 a seguir. Sobre estos fueron aplicadas las mismas pruebas de validez de instrumentos y de no autocorrelación de los residuos, requerimientos que son validados por los estadísticos de Sargan (1958) y Arellano y Bond (1991).

Tabla 7: Modelo de participación de activos
método generalizado de momentos para paneles dinámicos:
primeras diferencias y ponderadores por cortes transversales
período 2010-2018

Variable (Primeras diferencias)	Coefficiente (P[Coef.] = 0)
$\ln(s_{i,t-1})$	0.449158 (0.0000)
$\ln(e_{i,t})$	-0.688858 (0.0000)
$\ln(e_{i,t})\rho_{i,t}$	0.008452 (0.0000)

Variable (Primeras diferencias)	Coefficiente (P[Coef.] = 0)
Observaciones	255
Arellano y Bond AR(1) (Prob)	-2.503837 (0.0123)
Arellano y Bond AR(2) (Prob)	-0.118128 (0.9060)
Sargan (Prob)	36.58021 (0.3498)

Los resultados del modelo del Indicador de Boone muestran que, para la muestra de entidades bancarias, el Indicador de Boone $\hat{\beta}$ es -0.69, estadísticamente significativo y con el signo esperado conforme la lógica propuesta por Boone (2008), es decir, mayor ineficiencia en costo es castigada por el mercado con una menor penetración. De esta manera, el Indicador de Boone modificado por efectos del grupo financiero, $\hat{\beta} + \hat{\phi} \rho_{i,t}$, es $-0.69 + 0.008\rho_{i,t}$. Tomando los valores muestrales para $\rho_{i,t}$ se tiene que el indicador modificado tiene una media de -0.68, con un máximo de -0.675 y un mínimo de -0.720, por lo que los efectos de grupo no son diferenciadores importantes del indicador de Boone calculado, de lo cual se infiere que las estructuras conglomeradas no inciden de forma notoria en los niveles de competencia.

Sin embargo es importante destacar que el nivel obtenido de Indicador de Boone de -0.69 es indicativo de bajos niveles de competencia en la muestra analizada, considerando los datos aportados por van Leuvensteijn, Bikker, Rixtel y Sorensen (2011), que para el período 1994-2004, dan cuenta de valores de -3.38 para Alemania, -4.15 para España, -5.41 para Estados Unidos, -3.71 para Italia, -1.56 para Países Bajos, -1.05 para Reino Unido, -0.90 en Francia y -0.72 para Japón, siendo este último considerablemente menos competitivo que sus pares.

5.2. Sobre la tasa de descuento conglomerado

En la República Dominicana no existe un mercado de acciones que otorgue valor a las acciones de las empresas financieras, por tanto, los esfuerzos para calcular una tasa de descuento de conglomerado como típicamente se hace en la literatura, es decir, inferir del cambio en valor de las acciones cuanto puede ser dicho descuento, debe sustituirse por otro tipo de estrategia.

Otra diferencia notable respecto de la práctica de la literatura es que el descuento conglomerado es un concepto que se origina por la conformación de un grupo financiero que hace las funciones que antes hacían unidades especializadas. En esta agregación la literatura teoriza y procura comprobar la existencia de pérdidas de eficiencia que, en el valor de las acciones del grupo, se manifiesta como un descuento. Pero el caso que ocupa para República Dominicana es distinto, ya que los grupos financieros no tienden a sustituir las funciones del banco, administradora de pensiones o aseguradora que en ellos se conglomeran, sino que, preservando las estructuras de gobierno y administración de cada una, sucede una suerte de coordinación grupal y esta coordinación puede tener ganancias de valor.

Ante la inexistencia de un mercado accionario que valúe las acciones de los conglomerados financieros y considerando que en República Dominicana los grupos financieros se presentan dominados por entidades bancarias, se propone entonces una alternativa: que el valor de las acciones de un intermediario financiero se determina sustancialmente por su retorno patrimonial (ROE), toda vez que es la tasa indicativa del producto distribuible a raíz de lo invertido; y que este valor es una aproximación al grupo financiero y a su tasa de retorno de conglomerado. Más formalmente, el valor de la empresa bancaria estaría vinculada a las expectativas de rendimiento, por lo cual

en lugar de referirse al ROE nos referimos a su valor esperado $E[ROE]$.

Luego, para un único periodo, la ganancia del accionista de la entidad bancaria para una inversión de monto k sería $k * E[ROE]$. Sabiendo que $ROE = ROA * l$, donde l es el apalancamiento financiero, entonces $k * E[ROE] = k * E[ROA * l]$. Luego, de forma muy simplificada, los retornos de la entidad bancaria son $\pi = Ly - cD$, donde L es el monto prestado, y es la tasa de interés activa, D es el monto de depósitos en custodia y c es la tasa de interés pasiva. Siendo que la tasa de interés se encuentra influenciada por las interacciones δ con el grupo financiero, entonces $y(\delta)$, luego: $k * E[ROE] = k * E\left[\frac{Ly(\delta) - cD}{a} * l\right]$, por tanto, el cambio en $E[ROE]$ por las interacciones de grupo δ se determina por: $\frac{\partial E[ROE]}{\partial \delta} = \frac{\partial E[ROE]}{\partial E[y]} * \frac{\partial E[y]}{\partial \delta}$, que representa entonces la ganancia o pérdida esperada por interacción con el conglomerado.

Tomando entonces las ecuaciones de $E[y_{i,t}]$ obtenidas por estimación de modelos dinámicos con interacción de variables de grupo, se tiene que la ganancia intertemporal inmediata por interacción con la variable $\delta_{i,t}$ sería:

$$\begin{aligned} \frac{\partial E[ROE_{i,t}]}{\partial \delta_{i,t}} &= \frac{\partial E[ROE_{i,t}]}{\partial E[y_{i,t}]} * \frac{\partial E[y_{i,t}]}{\partial \delta_{i,t}} \\ &+ \frac{\partial E[ROE_{i,t}]}{\partial E[ROE_{i,t-1}]} * \frac{\partial E[ROE_{i,t-1}]}{\partial E[y_{i,t-1}]} \\ &* \frac{\partial E[y_{i,t-1}]}{\partial \delta_{i,t-1}} \end{aligned} \quad [19]$$

Luego, la ganancia o pérdida acumulada sería:

$$\sum_{t=0}^N \frac{\partial E[ROE_{i,t}]}{\partial \delta_{i,t}} \quad [20]$$

Dado que la expresión [20] se refiere a una sumatoria de cambio en el ROE esperado dada una variación en $\delta_{i,t}$, se complementa dicha expresión con la multiplicación por la desviación estándar σ_δ , de forma que:

$$\sigma_\delta \left[\sum_{t=0}^N \frac{\partial E[ROE_{i,t}]}{\partial \delta_{i,t}} \right] \quad [21]$$

Luego, [21] representa la ganancia o pérdida en puntos de ROE asociada a la interacción con la variable de grupo, dado su cambio estándar esperado. Es preciso recordar que las variables de conglomerado $\delta_{i,t}$ y $\rho_{i,t}$ representan proporciones, una respecto de los activos del grupo financiero y otra frente a las utilidades de dicho grupo, por lo cual varían, siendo que un aumento significa una menor ponderación del grupo y mayor de la entidad bancaria, en tanto que una disminución invoca la lógica inversa.

Para el cálculo de [21], tanto para $\delta_{i,t}$ y $\rho_{i,t}$, se estima un modelo del retorno sobre capital ROE, para estimar el valor esperado $E[ROE]$ en función de la tasa de interés activa promedio ponderada y así habilitar el cómputo de $\frac{\partial E[ROE_{i,t}]}{\partial E[y_{i,t}]}$; se incorporan además otras variables de control en función de la correlación observada.⁸ Los valores son calculados utilizando los valores promedio muestrales de los indicadores involucrados

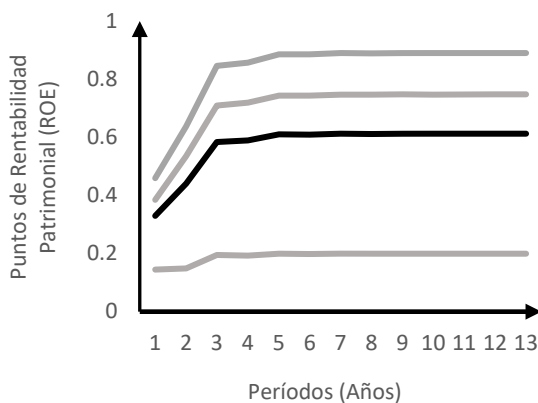
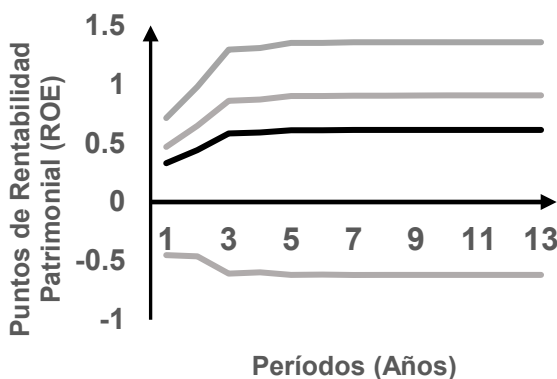
8 Los detalles de dicho modelo se plantean en el anexo 4.

en las estimaciones, mientras que los coeficientes son promediados usando las estimaciones de la Tabla 5 y otras versiones de estas incluyendo especificaciones con efectos fijos en la dimensión temporal.

Los resultados de la aproximación a la tasa de descuento conglomerado, por medio de ganancias en ROE de la entidad bancaria, se muestran en la Gráfico 5. En promedio, las tasas de descuento convergen, en torno al cuarto y sexto año, a valores relativamente estacionarios de 0.61% en caso de la variable de grupo $\rho_{i,t}$ y de 0.55% en el caso de $\delta_{i,t}$, queriendo decir que, en el largo plazo, formar parte de un conglomerado, con grados participación promedio conforme la muestra representa un incremento en el ROE de entre 0.5 y 0.6 puntos porcentuales. Este resultado se inscribiría en los hallazgos encontrados por otros autores sobre las ganancias de especialización y la consecuente pérdida cuando se concentran funciones.⁹

9 Estos valores representan a su vez diferencias metodológicas importantes; es decir, la decisión de evaluar el grupo financiero por la dominancia por el lado de los activos y bajo la óptica de las utilidades no es trivial, pues supone niveles de descuento diferenciados. En promedios esta diferencia pierde notoriedad, pero las estimaciones individuales que conforman dicho promedio apuntan a diferencias más amplias para el caso de la variable de grupo $\delta_{i,t}$ que para su contraparte $\rho_{i,t}$.

Gráfico 5: Tasas de Descuento de Conglomerado

Variable de Grupo: $\rho_{i,t}$ Variable de Grupo: $\delta_{i,t}$ 

Estos aumentos se explican, en primer orden, por la vinculación neta positiva entre la tasa activa promedio ponderada y la rentabilidad patrimonial, indicando la prevalencia del efecto ingreso por encima del efecto de sustitución (reducción de los créditos ante incremento de tasas) o el efecto deterioro (los activos financieros pierden valor al incrementar el precio del dinero). El segundo elemento que propicia las ganancias en ROE

lo es el signo negativo que acompaña a la tasa interbancaria; este factor se reduce con la mayor incidencia del grupo financiero, disminuyendo entonces su efecto a la baja en la tasa de interés, con lo cual la ganancia del grupo financiero pareciera derivarse de una mayor insensibilidad al entorno que le permite colocar tasas de interés conforme sus costos y sostener niveles de rentabilidad suficientes, realzando así la finalidad del grupo que es defenderse de amenazas externas.

De esto puede obtenerse la condición para la existencia de grupo: partiendo de la lógica de que los accionistas de una entidad bancaria decidirán la conformación de un grupo solo cuando el ROE promedio es mayor al del ROE de la entidad bancaria no agrupada, se tiene entonces la siguiente igualdad del ROE en la entidad bancaria, ROE_B , con la rentabilidad del grupo promediada por ω y ajustada por la tasa de descuento d , donde ROE_{G-B} es la rentabilidad patrimonial de las entidades no bancarias del grupo:

$$ROE_B = \omega(ROE_B - d) + (1 - \omega)ROE_{G-B} \quad [22]$$

Manipulando [22] algebraicamente se obtiene entonces:

$$ROE_B + \frac{\omega}{1 - \omega}d = ROE_{G-B} \quad [23]$$

Sustituyendo ω por su valor muestral de 0.7923, para una tasa de descuento de 0.6%, entonces ROE_{G-B} debe superar ROE_B en 2.3 puntos para que existan incentivos de operar en grupo. De esto se deriva como consecuencia que, para dos entidades con retornos sobre activos iguales y operando en sectores diferentes, habrá incentivos de agruparse cuando exista arbitraje regulatorio en determinado nivel.

Para determinar este nivel, retomamos el hecho de que $ROE = ROA * l$. Luego, el apalancamiento l es el inverso del requerimiento de capital k , de forma que: $ROE = ROA * \frac{1}{k}$. Asumiendo que $k = 10\%$ según es requerido a los intermediarios financieros al amparo de la Ley Monetaria y Financiera, considerando el resultado anterior de 2.3 puntos como incentivo para operar en grupo y asumiendo dos entidades de sectores diferentes pero con igual ROA, se tiene que:

$$ROA_B \frac{1}{k} + 2.3\% = ROA_{G-B} \frac{1}{k} \quad [24]$$

$$ROA_B 10 + 2.3\% = ROA_{G-B} \frac{1}{k}$$

Ambos con $ROA = 1.7\%$ según el promedio de la muestra de esta investigación, se tiene que el capital requerido para la entidad no bancaria sería:

$$k = \frac{1.7\%}{10 * 1.7\% + 2.3\%} = 8.8\% \quad [25]$$

Por tanto, dos entidades tendrían incentivo para agruparse cuando, aún con los mismos niveles de rentabilidad de activos, existe una diferencia de 1.2% en sus requerimientos de capital mínimo. Esta diferencia de 1.2% permitiría a la entidad con menor requerimiento apalancar sus retornos sobre activos para igualar la entidad con mayor requerimiento y superarle en 2.3%, lográndose con esto incentivos para agruparse no por niveles de rentabilidad sino por diferencia en tratamiento regulatorio entre sectores.

6. Conclusiones

El objetivo de este trabajo se enmarcó en investigar las implicaciones de las actividades de los grupos o conglomerados financieros en la actividad bancaria en territorio dominicano. Con este objetivo se presentaron las conceptualizaciones de los sectores de supervisión financiera acerca de lo que es un grupo financiero y por qué la relevancia de estos. Luego se esbozaron las líneas temáticas que ha perseguido la literatura académica en este aspecto, para luego derivar en una formulación analítica que permita realizar la vinculación entre tasas de interés activas y demás componentes de la actividad bancaria.

Con este fundamento se realizaron estimaciones de tasas de interés activas promedio ponderadas, donde las variables explicativas se encontraban interactuadas con métricas de actividad de grupo financiero. Las primeras estimaciones, de corte estático en paneles con efectos fijos, arrojaron resultados que, en general, reflejaron apego a lo esperado en la literatura, pero con evidencia en los residuos de la necesidad de incorporar componentes dinámicos en las estimaciones.

A raíz de lo anterior se computaron estimaciones de modelos en panel dinámico usando como variables instrumentales los rezagos de la variable dependiente y de la tasa interbancaria. Los resultados reiteraron los signos esperados conforme la literatura, salvo el costo de explotación. Considerando que a partir de 2014 la cantidad de grupos financieros en territorio dominicano se estabilizó, se redujo entonces la muestra para estimar en dicho período de estabilidad y evitar que los coeficientes se contaminen por ese proceso de transformación. Los resultados de esas nuevas estimaciones confirmaron un apego generalizado con lo esperado conforme la literatura microeconómica, en lo que refiere a la existencia y sentido de relaciones entre la tasa

activa y las variables representativas de costos para la empresa bancaria.

Relevante para esta investigación fue la apreciación, tanto en los modelos estáticos como dinámicos, así como en muestra amplia y reducida, de que las variables de grupo financiero capturaban información relevante que se expresaba en la modificación de los coeficientes respecto de aquellos obtenidos sin interactuar con los conglomerados. Esto fue particularmente notorio para las variables de grupo financiero vinculadas con la dominancia de la entidad bancaria en los resultados o utilidades del grupo consolidado, mientras que aquellas métricas de grupo relacionadas con la tenencia de activos de la entidad bancaria respecto del grupo presentaron poco o ningún efecto modificador.

Con esos resultados se determinó que las variables de grupo inciden en la determinación de las tasas de interés activas. Esta determinación toma la forma de hacer más insensible la tasa de interés activa a las variables de costos en el caso de la entidad bancaria, pero particularmente a la variable representativa del entorno financiero y macroeconómico que impacta a dicha entidad, que es la tasa interbancaria. En general, la vinculación con un grupo es tendente a reducir la tasa de interés, considerando las variables propias de la entidad.

Lo anterior motivó a estudiar la posibilidad de que la actividad de grupo financiero estuviese impactando en la competencia del sector bancario, particularmente mediante una reducción de tasas de interés que conlleve a una mayor participación de mercado. Siguiendo a Boone (2008), se estimó el indicador propuesto por dicho autor encontrándose evidencia de que la actividad de grupo pudiera estar incidiendo en la competencia bancaria, pero en sentido inverso, es decir, la mayor actividad de grupo tiende a incrementar la competencia, aunque en una magnitud poco ponderable.

Otro resultado relevante que se obtuvo fue la existencia de un retorno positivo por aumento de la actividad de grupo, lo cual se inscribe dentro del cuerpo de investigaciones empíricas que, para otros países, ha encontrado una tasa de descuento de conglomerado, es decir, una pérdida de valor del conglomerado financiero cuando consolida operaciones que antes realizaban unidades especializadas independientes. En el caso dominicano, este retorno aproxima 0.6 puntos porcentuales de rentabilidad patrimonial hacia el largo plazo, convergiendo a ese valor entre 4 a 6 años luego de iniciada o modificada la actividad de grupo, y se explica por la prevalencia del efecto ingreso de la tasa de interés activa al ROE y por el efecto de insensibilización que genera la actividad de grupo frente a variaciones en el entorno económico que afectan a la entidad bancaria agrupada.

De este valor de retorno se obtiene que, en promedio, se esperaría que existan incentivos para la formación de grupos financieros siempre que un grupo financiero pueda generar 2.3 puntos porcentuales de rentabilidad patrimonial por encima al que podría generar por sí sola la entidad bancaria. Usando este valor se obtiene, a su vez, que podrían generarse incentivos para agruparse entre entidades de distintos sectores financieros con requerimientos de capital diferentes. Se aproxima que estos incentivos se originarían de requerimientos de capital diferenciados entre sectores, donde la diferencia de requerimiento supere los 1.2 puntos porcentuales. De aquí se deriva una evidente recomendación de política regulatoria, tendente a verificar que, entre sectores, se mantengan requerimientos prudenciales consistentes y coherentes con el espectro de riesgos financieros, sin que se generen espacios de arbitraje notorios por diferencias en las reglas establecidas o en su implementación.

En su conjunto, los resultados de esta investigación sugieren que las estructuras de grupos o conglomerados financieros

son un tópico de discusión relevante tanto para la academia como para la formulación de políticas, particularmente si se considera que su proceso de consolidación aparenta aún en fase de desarrollo, incrementándose tanto en cantidad como en volumen de operaciones consolidadas. Por tanto, la compilación de este tipo de estructuras en una frecuencia mayor ayudará al estudio continuo de los grupos financieros y su incidencia, mejorando las estimaciones que se pueden realizar, con especial énfasis en la estabilidad de los parámetros.

Finalmente, siendo que los conglomerados financieros estarían afectando el proceso de determinación de tasas de interés, sería deseable el desarrollo de estudios vinculados con la afectación a los canales de transmisión de política monetaria, así como de la tasa de interés natural de la economía.

7. Bibliografía

Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.

Basilea, C. d. S. B. d. (1999). Supervision of Financial Conglomerates. In F. C. d. C. Financieros (Ed.): Comité de Basilea de Supervisión Bancaria.

Boone, J. (2008). A New Way to Measure Competition*. *The Economic Journal*, 118(531), 1245-1261. doi: 10.1111/j.1468-0297.2008.02168.x

Breitung, J. (2001). The local power of some unit root tests for panel data *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels* (pp. 161-177): Emerald Group Publishing Limited.

Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1980). The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics. *The Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253. doi: 10.2307/2297111

Campello, M. (2002). Internal Capital Markets in Financial Conglomerates: Evidence from Small Bank Responses to Monetary Policy. *The Journal of Finance*, 57(6), 2773-2805. doi: 10.1111/1540-6261.00512

Choi, I. (2001). Unit root tests for panel data. *Journal of international money and Finance*, 20(2), 249-272.

Durbin, J., & Watson, G. S. (1950). Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression: I. *Biometrika*, 37(3/4), 409-428. doi: 10.2307/2332391

Durbin, J., & Watson, G. S. (1951). Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression. II. *Biometrika*, 38(1/2), 159-177. doi: 10.2307/2332325

Freixas, X., & Rochet, J. (1997). *Microeconomics of Banking* (Vol. 1): The MIT Press.

Gourieroux, C., Holly, A., & Monfort, A. (1982). Likelihood Ratio Test, Wald Test, and Kuhn-Tucker Test in Linear Models with Inequality Constraints on the Regression Parameters. *Econometrica*, 50(1), 63-80.

Hausman, J. (1978). Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251-1271.

Hoechle, D., Schmid, M., Walter, I., & Yermack, D. (2012). How much of the diversification discount can be explained by poor corporate governance? *Journal of Financial Economics*, 103(1), 41-60. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2011.03.025>

Honda, Y. (1985). Testing the Error Components Model with Non-Normal Disturbances. *The Review of Economic Studies*, 52(4), 681-690. doi: 10.2307/2297739

Hund, J., Monk, D., & Tice, S. (2010). Uncertainty about average profitability and the diversification discount. *Journal of Financial Economics*, 96(3), 463-484. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2010.02.006>

Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, 115(1), 53-74.

King, M., & Wu, P. (1997). Locally optimal one-sided tests for multiparameter hypotheses. *Econometric Reviews*, 16(2), 131-156.

Klein, M. A. (1971). A theory of the banking firm. *Journal of Money, Credit and Banking*, 3(2), 205-218.

Levin, A., Lin, C.-F., & Chu, C.-S. J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of econometrics*, 108(1), 1-24.

Maddala, G. S., & Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 61(S1), 631-652.

Massa, M., & Rehman, Z. (2008). Information flows within financial conglomerates: Evidence from the banks–mutual funds relation. *Journal of Financial Economics*, 89(2), 288-306. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2007.10.002>

Matthews, K. G. P., & Thompson, J. (2008). *The economics of banking*. Wiley.

Matvos, G., Seru, A., & Silva, R. C. (2018). Financial market frictions and diversification. *Journal of Financial Economics*, 127(1), 21-50. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2017.09.006>

Reglamento de Supervisión en Base Consolidada (2005).

Pesaran, H. (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels. *CESifo Working Papers*, 69.

Sargan, J. D. (1958). The Estimation of Economic Relationships using Instrumental Variables. *Econometrica*, 26(3), 393-415. doi: 10.2307/1907619

van Leuvensteijn, M., Bikker, J. A., van Rixtel, A. A. R. J. M., & Sørensen, C. K. (2011). A new approach to measuring competition in the loan markets of the euro area. *Applied Economics*, 43(23), 3155-3167. doi: 10.1080/00036840903493234

Vennet, R. V. (2002). Cost and Profit Efficiency of Financial Conglomerates and Universal Banks in Europe. *Journal of Money, Credit and Banking*, 34(1), 254-282.

White, H. (1980). A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4), 817-838. doi: 10.2307/1912934

ANEXOS

Anexo 1

Estadísticas descriptivas de las variables utilizadas
en las estimaciones econométricas.

Variable	$\delta_{i,t}$	ACTFIJ	ACTLIQ	$c_{i,t}$
Descripción	Proporción de Activos de la Entidad de Intermediación Financiera respecto de los Activos del Grupo Financiero	Proporción de Activos Fijos respecto del Total de Activos	Proporción de Activos Líquidos como parte del Activo Total	Gastos Financieros como Porcentaje de Captaciones con Costo
Promedio	97.81474	2.76092	16.36286	6.65379
Mediana	100.00000	2.30840	14.61998	5.83354
Máximo	100.27080	17.03126	39.60847	148.40815
Mínimo	10.98348	0.01469	3.14804	2.00181
Desviación Estándar	9.95941	2.25632	7.40489	8.15667
Período	2010-2018	2010-2018	2010-2018	2010-2018
Periodicidad	Anual	Anual	Anual	Anual
Fuente	Construcción propia con datos extraídos de estados auditados publicados por Superintendencia de Bancos e Intermediarios Financieros.	Portal Web Superintendencia de Bancos	Portal Web Superintendencia de Bancos	Portal Web Superintendencia de Bancos
Unidad	Porcentaje	Porcentaje	Porcentaje	Porcentaje

Variable	$e_{i,t}$	GOIO	$a_{i,t}$	MOR
Descripción	Gastos Administrativos como Proporción de Activos Totales	Razón de Gastos Operacionales a Ingresos Operacionales	Logaritmo del Activo Real deflactado por IPC	Índice de Morosidad: Créditos Vencidos como Proporción de la Cartera Bruta
Promedio	8.57110	95.41855	8.37458	3.31787
Mediana	7.20099	91.26994	8.25049	2.45181
Máximo	23.27774	316.69852	12.84463	36.42011
Mínimo	3.85416	51.35793	4.89251	0.00000
Desviación Estándar	3.89428	25.82108	1.93558	3.24045
Período	2010-2018	2010-2018	2010-2018	2010-2018
Periodicidad	Anual	Anual	Anual	Anual
Fuente	Portal Web Superintendencia de Bancos	Portal Web Superintendencia de Bancos	Construcción propia a partir de datos de la Superintendencia de Bancos	Portal Web Superintendencia de Bancos
Unidad	Porcentaje	Porcentaje	Unidades Logarítmicas	Porcentaje
Variable	$\theta_{i,t}$	$\rho_{i,t}$	ROA	y_t
Descripción	Provisiones de Crédito como Proporción de la Cartera Bruta Total	Proporción de Resultados del Ejercicio de la Entidad de Intermediación en el Grupo Financiero	Retorno sobre Activos: Utilidades del Ejercicio como Proporción del Activo Total	Tasa Activa Promedio Ponderada
Promedio	3.85211	96.58149	1.72769	20.30097
Mediana	3.45401	100.00000	1.75462	18.05627
Máximo	17.26380	160.97214	10.74876	72.76762
Mínimo	0.00000	-362.86597	-21.54131	7.58409

Variable	$e_{i,t}$	GOIO	$a_{i,t}$	MOR
Desviación Estándar	2.12275	30.39166	3.70425	7.68649
Período	2010-2018	2010-2018	2010-2018	2010-2018
Periodicidad	Anual	Anual	Anual	Anual
Fuente	Portal Web Superintendencia de Bancos	Construcción propia con datos extraídos de estados auditados publicados por Superintendencia de Bancos e Intermediarios Financieros.	Portal Web Superintendencia de Bancos	Portal Web Superintendencia de Bancos
Unidad	Porcentaje	Porcentaje	Porcentaje	Porcentaje

Variable	i_t	s_i	APAL
Descripción	Tasa Interbancaria	Proporción de Activos Propios como parte del Sistema Financiero	Apalancamiento: Veces que el Activo cubre el Patrimonio
Promedio	6.54222	0.02483	7.04256
Mediana	6.25000	0.00340	6.18567
Máximo	8.47000	0.29922	18.21226
Mínimo	5.78000	0.00014	1.34159
Desviación Estándar	0.90902	0.05844	3.53526
Período	2010-2018	2010-2018	2010-2018
Periodicidad	Anual	Anual	Anual
Fuente	Portal Web Banco Central de la República Dominicana	Construcción propia a partir de datos de la Superintendencia de Bancos	Construcción propia a partir de datos de la Superintendencia de Bancos
Unidad	Porcentaje	Porcentaje	Veces

Anexo 2

Pruebas de raíz unitaria de las variables utilizadas en las estimaciones econométricas.

Se presentan las pruebas de raíz unitaria para paneles de Levin, Lin y Chu (2002), Breitung (2000), Im, Pesaran y Shin (2003), Maddala y Wu (1999) y Choi (2001). Estas pruebas de raíz unitaria tienen diferentes especificaciones, no obstante, su hipótesis nula, de existencia de una raíz unitaria en las series evaluadas, es compartida. La diferencia fundamental de especificación es que Levin, Lin y Chu, así como Breitung, asumen un proceso autorregresivo común a todos los cortes transversales. El resto de las pruebas permiten procesos autorregresivos individuales.

Variable			$\delta_{i,t}$		ACTFIJ		ACTLIQ	
Descripción			Proporción de Activos de la Entidad de Intermediación Financiera respecto de los Activos del Grupo Financiero		Proporción de Activos Fijos respecto del Total de Activos		Proporción de Activos Líquidos como parte del Activo Total	
Es-pecifi- cación	Es- tadístic o		Valor	Prob- a- bilida d	Valor	Prob- a- bilida d	Valor	Prob- a- bilida d
Series en Niveles	Inte- cepto	Levin, Lin & Chu	- 2.39121	0.008 4	-9.9095	0.000 0	-9.7274	0.000 0
		Im, Pe- saran & Shin	- 0.02289	0.490 9	-2.2172	0.013 3	-3.1798	0.000 7
		Mad- dala & Wu	14.6990 6	0.682 5	127.287 0	0.000 1	127.702 0	0.000 1

Variable			$\delta_{i,t}$		ACTFIJ		ACTLIQ	
		Choi	22.777	0.199 3	125.438 0	0.000 2	115.450 0	0.001 5
	Ni inter-cepto ni tenden-cia	Levin, Lin & Chu	0.617	0.731 5	- 11.9917	0.000 0	-2.2471	0.012 3
		Mad-dala & Wu	10.156	0.926 7	221.517 0	0.000 0	59.4464	0.890 5
		Choi	11.282	0.882 0	291.021 0	0.000 0	73.8445	0.483 2
	Inte-cepto y Ten-den-cia	Levin, Lin & Chu	-5.601	0.000 0	- 11.6228	0.000 0	- 13.7077	0.000 0
		Im, Pe-saran & Shin	0.136	0.554 1	-0.6567	0.255 7	-0.7486	0.227 1
		Mad-dala & Wu	14.890	0.532 7	108.514 0	0.005 5	105.103 0	0.010 2
		Choi	10.176	0.857 3	125.583 0	0.000 2	144.683 0	0.000 0
		Brei-tung	-0.346	0.364 5	2.6379	0.995 8	0.3254	0.627 5
Series en Primeras Diferencias	Inte-cepto	Levin, Lin & Chu	-6.312	0.000 0				
		Im, Pe-saran & Shin	-1.874	0.030 5				
		Mad-dala & Wu	29.758	0.019 3				
		Choi	32.257	0.009 3				
	Ni inter-cepto ni tenden-cia	Levin, Lin & Chu	-7.617	0.000 0				
		Mad-dala & Wu	63.462	0.000 0				
		Choi	63.039	0.000 0				
	Inte-cepto y	Levin, Lin & Chu	-13.458	0.000 0				

Variable			$\delta_{i,t}$		ACTFIJ		ACTLIQ	
	Tenden- cia	Im, Pe- saran & Shin	-0.489	0.312 4				
		Mad- dala & Wu	23.555	0.099 7				
		Choi	36.973	0.002 1				
		Brei- tung	0.000	0.500 0				
Variable			$c_{i,t}$		$e_{i,t}$		GOIO	
Descripción			Gastos Financie- ros como Porcen- taje de Obligaciones con Costo		Gastos Adminis- trativos como Proporción de Ac- tivos Totales		Gastos Operacio- nales a Ingresos Operacionales	
Es- pecifi cación	Es- tadístic o		Valor	Prob- a- bilida d	Valor	Prob- a- bilida d	Valor	Prob- a- bilida d
Series en Niveles	Inter- cepto	Levin, Lin & Chu	- 15.9336	0.000 0	- 10.6498	0.000 0	- 12.6603	0.000 0
		Im, Pe- saran & Shin	-8.0276	0.000 0	-2.4878	0.006 4	-3.6116	0.000 2
		Mad- dala & Wu	217.221 6	0.000 0	108.598 3	0.005 5	136.631 0	0.000 0
		Choi	246.108 9	0.000 0	96.5463	0.040 4	128.707 0	0.000 1
	Ni inter- cepto ni tenden- cia	Levin, Lin & Chu	-0.8206	0.205 9	-4.1291	0.000 0	-1.7780	0.037 7
		Mad- dala & Wu	44.6278	0.997 3	83.5288	0.210 1	61.5340	0.849 2
		Choi	41.7191	0.999 1	83.7256	0.205 8	70.7400	0.585 9
	Inter- cepto y	Levin, Lin & Chu	- 19.5516	0.000 0	- 17.4923	0.000 0	- 15.0910	0.000 0

Variable			$\delta_{i,t}$		ACTFIJ		ACTLIQ	
	Tenden- cia	Im, Pe- saran & Shin	-2.9689	0.001 5	-2.3830	0.008 6	-1.4773	0.069 8
		Mad- dala & Wu	168.477 0	0.000 0	147.039 0	0.000 0	125.502 0	0.000 2
		Choi	243.467 0	0.000 0	190.016 0	0.000 0	164.705 0	0.000 0
		Brei- tung	-2.1269	0.016 7	-0.8147	0.207 6	1.5264	0.936 5
Series en Primeras Diferencias	Inte- cepto	Levin, Lin & Chu						
		Im, Pe- saran & Shin						
		Mad- dala & Wu						
		Choi						
	Ni inter- cepto ni tenden- cia	Levin, Lin & Chu						
		Mad- dala & Wu						
		Choi						
	Inte- cepto y Tenden- cia	Levin, Lin & Chu						
		Im, Pe- saran & Shin						
		Mad- dala & Wu						
		Choi						
		Brei- tung						

	Variable		$a_{i,t}$		MOR		$\theta_{i,t}$	
	Descripción		Logaritmo del Activo Real deflactado por IPC		Indice de Morosidad: Créditos Vencidos como Proporción de la Cartera Bruta		Provisiones de Crédito como Proporción de la Cartera Bruta Total	
	Especificación	Estadístico	Valor	Probabilidad	Valor	Probabilidad	Valor	Probabilidad
Series en Niveles	Intercepto	Levin, Lin & Chu	0.1241	0.5494	-10.3692	0.0000	-9.5274	0.0000
		Im, Pesaran & Shin	4.6349	1.0000	-3.5229	0.0002	-3.2116	0.0007
		Mad-dala & Wu	43.2315	0.9984	130.2654	0.0000	127.3450	0.0011
		Choi	47.6754	0.9926	113.7148	0.0013	120.4130	0.0055
	Ni intercept	Levin, Lin & Chu	21.2797	1.0000	-2.6630	0.0039	-3.7491	0.0000

Variable			$a_{i,t}$		MOR		$\theta_{i,t}$	
	o ni ten- den- cia							0 1
		Mad- dala & Wu	2.6836	1.0000	86.7286	0.1137	94.1463	0 . 0 5 7 1
		Choi	2.7268	1.0000	106.305 0	0.0053	123.942 0	0 . 0 0 0 2
	Inter- cept o y Ten- den- cia	Levin, Lin & Chu	-11.8915	0.0000	- 19.5829	0.0000	- 11.7763	0 . 0 0 0 0
		Im, Pe- saran & Shin	-0.1243	0.4505	-2.0454	0.0204	-0.7828	0 . 2 1 6 9
		Mad- dala & Wu	89.2894	0.1087	139.104 0	0.0000	104.080 0	0 . 0 1 2 1
		Choi	116.6790	0.0011	177.683 0	0.0000	137.584 0	0 . 0 0 0 0
		Brei- tung	3.5455	0.9998	-2.9085	0.0018	0.6509	0 . 7 4 2 4
	Series en	Inter- cept o	Levin, Lin & Chu	-16.6984	0.0000			

Variable			$a_{i,t}$		MOR		$\theta_{i,t}$	
		Im, Pe-saran & Shin	-5.9769	0.0000				
		Mad-dala & Wu	180.1150	0.0000				
		Choi	211.3880	0.0000				
	Ni in-ter-cept o ni ten-den-cia	Levin, Lin & Chu	-4.4693	0.0000				
		Mad-dala & Wu	142.6700	0.0000				
		Choi	141.1110	0.0000				
	Inte-cept o y Ten-den-cia	Levin, Lin & Chu	-19.5699	0.0000				
		Im, Pe-saran & Shin	-2.1169	0.0171				
		Mad-dala & Wu	142.2470	0.0000				
		Choi	253.5020	0.0000				
		Breitung	-3.1174	0.0009				
Variable			$\theta_{i,t}$	ROA		y_t		
Descripción			Propor-ción de Resultados del Ejerci-cio de la Entidad de Inter-me-diación en el Grupo Financiero	Retorno sobre Ac-tivos: Utilidades del Ejercicio como Proporción del Ac-tivo Total		Tasa Activa Prome-dio Ponderada		

Variable		$a_{i,t}$			MOR		$\theta_{i,t}$	
	Especificación	Estadístico	Valor	Probabilidad	Valor	Probabilidad	Valor	Probabilidad
Series en Niveles	Intercepto	Levin, Lin & Chu	-6.9584	0.0000	-20.5388	0.0000	-9.1787	0.0000
		Im, Pesaran & Shin	-3.1840	0.0007	-5.5307	0.0000	-2.2517	0.0122
		Maddala & Wu	3.80673	0.0038	153.7300	0.0000	118.6820	0.0008
		Choi	3.74184	0.0046	176.2090	0.0000	68.1868	0.6685
	Ni intercepto ni tendencia	Levin, Lin & Chu	1.2273	0.8901	-5.8399	0.0000	-10.1975	0.0000
		Maddala & Wu	1.25960	0.8150	127.4110	0.0001	146.6650	0.0000

Variable			$a_{i,t}$		MOR		$\theta_{i,t}$	
	Intercepto y Tendencia	Choi	1 2 · 1 5 7 6	0.839 0	135.601 0	0.0000	168.132 0	0.0000
		Levin, Lin & Chu	- 1 2 · 8 5 3 3	0.000 0	- 13.4592	0.0000	- 17.9184	0.0000
		Im, Pe- saran & Shin	- 1 · 7 4 8 1	0.040 2	-0.8144	0.2077	-2.6816	0.0037
		Maddala & Wu	3 9 · 0 6 6 4	0.001 1	107.651 0	0.0065	163.360 0	0.0000
		Choi	4 1 · 9 3 1 8	0.000 4	156.035 0	0.0000	185.695 0	0.0000
		Breitung	- 2 · 8 7 7 6	0.002 0	-1.5419	0.0616	-2.3673	0.0090
Series en	Intercepto	Levin, Lin & Chu						

Variable			$a_{i,t}$			MOR		$\theta_{i,t}$	
		Im, Pe- saran & Shin							
		Maddala & Wu							
		Choi							
	Ni inter- cepto ni tenden- cia	Levin, Lin & Chu							
		Maddala & Wu							
		Choi							
	Inte- cepto y Tenden- cia	Levin, Lin & Chu							
		Im, Pe- saran & Shin							
		Maddala & Wu							
		Choi							
		Breitung							

Variable			i_t		s_t		APAL	
Descripción			Tasa In- terbancaria		Proporción de Ac- tivos Propios como parte del Sistema Financiero		Apalanca- miento: Veces que el Activo cubre el Patri- monio	
Es- pecif icaci ón	Es- tadísti co		Valor	Prob- a- bilda d	Valor	Proba- bilidad	Valor	Pro ba- bili dad
Series en Niveles	Inte- cept o	Levin, Lin & Chu	-6.6333	0.000 0	-3.9860	0.0000	- 12.4035	0.0 000
		Im, Pe- saran & Shin	-0.5069	0.306 1	0.3676	0.6434	-3.2194	0.0 006
		Mad- dala & Wu	63.6346	0.799 5	79.2579	0.3167	127.922 0	0.0 001

Variable			$a_{i,t}$			MOR		$\theta_{i,t}$	
		Choi	63.6346	0.799 5	96.3255	0.0417	97.5647	0.0 347	
	Ni in- ter- cept o ni ten- den- cia	Levin, Lin & Chu	-2.1493	0.015 8	3.0885	0.9990	-0.6204	0.2 675	
		Mad- dala & Wu	47.2929	0.993 4	30.9276	1.0000	69.0011	0.6 426	
		Choi	47.9357	0.991 9	36.5824	0.9999	96.6070	0.0 400	
	Inter- cept o y Ten- den- cia	Levin, Lin & Chu	-9.3612	0.000 0	- 11.8543	0.0000	- 31.3592	0.0 000	
		Im, Pe- saran & Shin	-0.2718	0.392 9	-0.3342	0.3691	-3.5405	0.0 002	
		Mad- dala & Wu	82.1714	0.241 1	86.1725	0.1576	139.851 0	0.0 000	
		Choi	157.232 0	0.000 0	116.842 0	0.0011	135.305 0	0.0 000	
		Brei- tung	- 18.0517	0.000 0	-1.0907	0.1377	2.1921	0.9 858	
	Series en Primeras Diferencias	Inter- cept o	Levin, Lin & Chu	- 20.2867	0.000 0	- 17.5881	0.0000		
Im, Pe- saran & Shin			-8.2881	0.000 0	-6.8181	0.0000			
Mad- dala & Wu			231.398 0	0.000 0	195.449 0	0.0000			
Choi			298.957 0	0.000 0	253.382 0	0.0000			
Ni in- ter- cept o ni ten- den- cia		Levin, Lin & Chu	- 19.6972	0.000 0	- 16.0223	0.0000			
		Mad- dala & Wu	312.444 0	0.000 0	304.955 0	0.0000			
		Choi	472.695 0	0.000 0	339.597 0	0.0000			

Variable			$a_{i,t}$		MOR		$\theta_{i,t}$	
	Intercepto y Tendencia	Levin, Lin & Chu	-25.4505	0.0000	-17.3841	0.0000		
		Im, Pesaran & Shin	-3.3450	0.0004	-1.8153	0.0347		
		Madhala & Wu	187.8310	0.0000	133.5780	0.0000		
		Choi	520.0980	0.0000	260.8160	0.0000		
		Breitung	-3.8648	0.0001	-6.1912	0.0000		

Anexo 3

Pruebas de contraste de modelo estático

a) Pruebas para la determinación de la no existencia de efectos aleatorios

Las pruebas para determinación de efectos de Breusch y Pagan (1980), Gourieroux et al (1982), Honda (1985) y King y Wu (1997) tienen como propósito evaluar si existen variables de efecto que pueda describir comportamientos individuales o agrupados, que caractericen a los cortes transversales, asumiendo el efecto aleatorio como la primera alternativa ante la existencia de tales efectos. La hipótesis nula es que dichos efectos no existen. Una probabilidad menor al 5% implica el rechazo de esta hipótesis al 95%.

Estadístico	Sin Grupos Financieros Variable de Grupo: -	Con Grupos Financieros Variable de Grupo: $\delta_{i,t}$	Con Grupos Financieros Variable de Grupo: $\rho_{i,t}$
-------------	--	---	---

Breusch y Pagan	389.5295	362.0006	394.6049
<i>Probabilidad</i>	<i>0.0000</i>	<i>0.0000</i>	<i>0.0000</i>
Honda	18.5743	17.8868	19.5675
<i>Probabilidad</i>	<i>0.0000</i>	<i>0.0000</i>	<i>0.0000</i>
King y Wu	15.2245	14.6589	17.2724
<i>Probabilidad</i>	<i>0.0000</i>	<i>0.0000</i>	<i>0.0000</i>
Gourieroux	389.5295	362.0006	394.6049
<i>Probabilidad</i>	<i>0.0000</i>	<i>0.0000</i>	<i>0.0000</i>

b) Contraste de Hausman para Efectos Fijos

La prueba de Hausman (1978) contrasta los coeficientes obtenidos por efectos aleatorios y efectos fijos, rechazando la hipótesis de que los efectos aleatorios son eficientes cuando advierte una divergencia significativa entre las estimaciones. Una probabilidad menor al 5% sugiere el rechazo de la hipótesis nula al 95% de confianza e indica la conveniencia de utilizar efectos fijos.

Es- tadístico	Sin Grupos Finan- carios Variable de Grupo: -	Con Grupos Finan- carios Variable de Grupo: $\delta_{i,t}$	Con Grupos Finan- carios Variable de Grupo: $\rho_{i,t}$
Ji Cua- drada (4 grados de libertad)	38.2658	40.8171	55.5640
<i>Proba- bilidad</i>	<i>0.0000</i>	<i>0.0000</i>	<i>0.0000</i>

c) Pruebas de Correlación Cruzada y Heterocedasticidad

Las pruebas de no correlación cruzada entre residuos de cortes transversales de Breusch y Pagan (1980) y Pesaran (2004) tienen como hipótesis nula la no correlación. Probabilidades menores al 5% rechazarían la hipótesis nula con 95% de confianza, indicando residuos dependientes. Las pruebas de verosimilitud para evaluar la homocedasticidad de los residuos en el tiempo y entre cortes transversales, parten de la hipótesis nula de homocedasticidad para cada caso. Probabilidades menores al 5% rechazarían la hipótesis nula con 95% de confianza, conllevando a residuos no homocedásticos.

Es- tadístico	Sin Grupos Finan- ciers Variable de Grupo: -	Con Grupos Finan- ciers Variable de Grupo: $\delta_{i,t}$	Con Grupos Finan- ciers Variable de Grupo: $\rho_{i,t}$
Breusch y Pagan (666 grados de liber- tad) <i>Proba- bilidad</i>	2273.5360 <i>0.0000</i>	2273.0390 <i>0.0000</i>	3000.0830 <i>0.0000</i>
Pesaran <i>Proba- bilidad</i>	44.0462 <i>0.0000</i>	44.0326 <i>0.0000</i>	63.9535 <i>0.0000</i>
Verosi- militud (Corte Trans- versal, 37 gra- dos de libertad) <i>Proba- bilidad</i>	433.8499 <i>0.0000</i>	425.9992 <i>0.0000</i>	441.3631 <i>0.0000</i>

Ganadores del Concurso Anual de Economía Biblioteca «Juan Pablo Duarte», 1986-2019

Años	Premios	Autor(es) / Título
2019	Primero	José Antonio Pellerano Guzmán <i>Impacto de largo plazo de un programa de transferencias condicionadas: el caso de la República Dominicana.</i>
	Segundo	José Antonio Vargas / Nerys Federico Ramírez Mordán <i>Incertidumbre fiscal y volatilidad Impacto de largo plazo de un programa de transferencias condicionadas: el caso de la República Dominicana.</i>
	Tercero	Ana María Fernández González <i>Determinantes de la migración circular haitiana de carácter laboral en la República Dominicana: un enfoque de modelos binominales negativos.</i>
	Cuarto	Manuel Alberto Pérez Pérez <i>Midiendo los efectos y canales de transmisión de la política monetaria en la República Dominicana.</i>
	Quinto	Carlos Alberto Delgado Urbáez <i>Incidencia de los conglomerados financieros en la actividad bancaria: tasas de interés, competencia y retorno de conglomerado.</i>
2018	Primero	Ariadne Maridena Checo de los Santos / Fadua Carolina Camacho Noyola <i>Impacto macroeconómico de una política monetaria con metas de inflación.</i>

Segundo	José Alexander García de Peña / Jomayra Patricia Mones Prebisterio <i>Jornada escolar extendida: efectos sobre la oferta laboral femenina dominicana.</i>
Tercero	Miguel Alejandro Jiménez Polanco / Lisette Josefina Santana Jiménez <i>Estimación del crecimiento económico subnacional de la República Dominicana: un enfoque basado en luces satélites.</i>
Cuarto	Juan Bautista Rodríguez Núñez / Isaac Enmanuel Guerra Salazar <i>Una aplicación de la descomposición Blinder-Oasaca junto a regresiones por cuantiles de influencia recentrada al sector formal e informal y sus determinantes.</i>
Quinto	Eva Rosmery Rodríguez Cuevas <i>Shock de renta y alocaión del tiempo entre trabajo y estudios de los niños y adolescentes de la República Dominicana.</i>
2017 Primero	Nabil Sojel López Hawa / Miguel Alejandro Jiménez Polanco <i>Explicando la brecha entre el salario real y la productividad laboral en la República Dominicana: Análisis macroeconómico y recomendaciones de políticas basadas en microsimulaciones.</i>
Segundo	Nerys Federico Ramírez Mordán <i>Caracterización de la dinámica de la desigualdad en la República Dominicana.</i>

Tercero	Lisette Santana Jiménez / Pilar del Carmen Mateo Mejía <i>Dinámica de la actividad económica en tiempo real y su relación con la evolución de factores determinantes del crédito bancario: Evidencia para la República Dominicana basada en probabilidades de Google trends y un modelo Bayesiano Estructural de series de tiempo.</i>
Cuarto	Iván Etienne Guzmán Aybar / Ricardo Enrique Salazar Alberti <i>Estimación de la Elasticidad-Precio de Corto Plazo de la Demanda de Electricidad en República Dominicana.</i>
Quinto	Carlos José Montero Gil <i>Caracterización, determinantes e incidencia de la actividad micro-empresarial en la República Dominicana.</i>
2016 Primero	Nerys Federico Ramírez Mordán <i>Determinantes del desempleo en la República Dominicana. Dinámica temporal y microsimulaciones.</i>
Segundo	Raúl Ovalle Marte / Francisco A. Ramírez de León <i>Análisis intertemporal de la hoja de balance de un Banco Central: el caso dominicano.</i>
Tercero	Oscar Iván Pascual Vásquez <i>Una estimación del costo en bienestar de la inflación para República Dominicana.</i>
Cuarto	Ana Emilia Pimentel Rodríguez / Carlos Alberto Delgado Urbáez <i>Riqueza e inflación financiera: un acercamiento a los costos de exclusión financiera en la República Dominicana.</i>

- Quinto Pilar del Carmen Dolores Mateo Mejía / Antonio María Giraldi Monción
Educación financiera y la planeación para el retiro laboral en la República Dominicana: Análisis a partir de los modelos de máxima verosimilitud para variables cualitativos.
- 2015 Primero Marvin Cardoza Epinoza
Duración y recurrencia del desempleo en la República Dominicana.
- Segundo Carlos Alberto Delgado Urbáez / Yocauris García Rodríguez
Eficiencia y regulación bancaria: Una aplicación de la envolvente de datos y modelo de variables censuradas para República Dominicana y Centroamérica.
- Tercero Evalina Gómez Paulino / Carmen Altigracia García Berigüete
Desajuste educativo: Incidencia y efecto sobre los salarios y la productividad, 2010-2014.
- Cuarto Marco Porfirio Martínez Polanco / Marco Antonio Noyola Rincón
Vulnerabilidad, contagio y centralización. Medidas de riesgo sistémico para la banca múltiple en República Dominicana.
- Quinto Nerys F. Ramírez
Contagio y dinámica temporal de la volatilidad del tipo de cambio dominicano: un enfoque GARCH multivariante (2000-2015).

2014	Primero	Francisco A. Ramírez de León / Raúl Ovalle Marte <i>Reglas versus discreción en la política fiscal: Introducción al caso dominicano.</i>
	Segundo	José Manuel Michel / Luis Teodoro Reyes Henríquez <i>Análisis del mercado laboral con datos de panel en impacto cesantía.</i>
	Tercero	Fidel Ernesto Morla Martínez <i>La economía no observada de la República Dominicana: Tamaño, causas y consecuencias.</i>
	Cuarto	Gabriela Amelia Tejada Duarte <i>Análisis de la inflación y la conducción de la política monetaria en la República Dominicana.</i>
	Quinto	Raymer Díaz Hernández / Karen Olivo Santana <i>Remesas, mercado laboral y educación en República Dominicana: Un análisis desde la perspectiva de los experimentos naturales.</i>
	Mención de honor	Carlos Ml. Gratereaux Hernández <i>Tipo de cambio real de equilibrio, fundamentos y desalineamiento en una economía pequeña y abierta: Metodología BEER adaptada al caso dominicano.</i>
	Mención de honor	Gina J. Mendieta Amarante / Juan Carlos Jiménez Guerrero <i>Impacto del ahorro previsional voluntario en las pensiones del sistema de capitalización individual del régimen contributivo en República Dominicana.</i>

Mención de honor	Marvin Cardoza Espinoza / Nelissa Aybar Rivera <i>Economía del comportamiento: Cumplimiento tributario en la República Dominicana.</i>
2013 Primero	Francisco A. Ramírez de León <i>Oferta laboral en la República Dominicana: tendencias y determinantes.</i>
Segundo	Carlos Alberto Delgado Urbáez / Yocauris Del Carmen García Rodríguez <i>Un índice de estabilidad bancaria para la República Dominicana: una aproximación cuantitativa de estabilidad financiera.</i>
Tercero	Raymer Díaz Hernández <i>Análisis del registro tardío de nacimientos en República Dominicana.</i>
Cuarto	Nerys Federico Ramírez Mordán <i>Determinante de la pobreza y vulnerabilidad social en República Dominicana. 2000–2012.</i>
Quinto	Jaime Ariel Pérez Lara / Ariadne Maridena Checo de los Santos / Amarilis Altagracia Aquino <i>Factores asociados al desempeño de los estudiantes de República Dominicana.</i>
2012 Primero	Catalina Michelle Tejada <i>Evaluación del impacto de los shocks de política fiscal en República Dominicana: cuantificación multiplicadores fiscales.</i>
Segundo	Evelio Paredes Encarnación <i>Fuentes de fluctuaciones económicas en la República Dominicana desde una perspectiva de equilibrio general.</i>

Tercero	Carlos Manuel Gratereaux Hernández <i>Remesas familiares, demanda de dinero y tipo de cambio real en República Dominicana: un análisis multivariado.</i>
Cuarto	Francisco Alberto Ramírez de León <i>Descomponiendo la desigualdad salarial en la República Dominicana: análisis empírico para el período 2000-2011.</i>
Quinto	José Manuel Mota Aquino <i>Crecimiento económico dominicano: acumulación y productividad total de factores 1966-2007.</i>
2011 Primero	Eliel D. Jiménez R. / Raúl Ovalle <i>Ecuaciones diferenciales estocásticas para análisis de sostenibilidad de deuda pública.</i>
Segundo	Juan Carlos López Pérez <i>Paridad descubierta de tasas de interés con un enfoque multipaís aplicado para la República Dominicana.</i>
Tercero	Karen Altagracia Olivo Santana / Raymer Díaz Hernández <i>Determinantes de la fecundidad de las adolescentes de la República Dominicana. Evidencia a partir de la Encuesta Nacional de Salud 2007.</i>
Cuarto	Patricia Margarita Pérez Pérez / Alexander Medina Félix <i>Régimen cambiario y estabilidad macro económica: un modelo para el análisis en República Dominicana.</i>
Quinto	Carlos Manuel Gratereaux Hernández <i>¿Cuáles son los determinantes de la cuenta corriente? El enfoque intertemporal aplicado a la República Dominicana.</i>

- | | | |
|------|---------|--|
| 2010 | Primero | Raúl E. Hernández Báez
<i>Estructura de plazos de las tasas de interés en República Dominicana: impacto de los factores macroeconómicos tradicionales y del sistema de capitalización individual.</i> |
| | Segundo | Joel A. González Pantaleón
<i>Traspaso de la política monetaria a las tasas de interés de mercado y sus efectos en el sector real. Evidencia para República Dominicana.</i> |
| | Tercero | Francisco Alberto Ramírez de León
<i>Perturbaciones externas y cambios de política económica: un análisis de la dinámica macroeconómica de República Dominicana para el período 1998-2009.</i> |
| | Cuarto | Emilia Carolina Díaz Moreno
<i>El capital social y el crecimiento económico: un caso de estudio para América Latina y el Caribe.</i> |
| 2009 | Primero | Desierto |
| | Segundo | Carlos Manuel Gratereaux Hernández
<i>Sostenibilidad del déficit en cuenta corriente y vulnerabilidad externa de la economía dominicana.</i> |
| | Tercero | Marie Claire Vásquez Durán
<i>Corrupción en las aduanas: un problema de acción colectiva. El caso de los países miembros del DR-CAFTA.</i> |
| | Cuarto | María Eugenia Dávalos Perdomo / Indhira V. Santos E.
<i>Protegiendo a los más vulnerables: impacto del régimen subsidiado de salud en la República Dominicana.</i> |

	Quinto	Harold Ayatollah Vásquez Ruiz <i>Probabilidad de cambios en los precios medidos a partir de encuestas cualitativas de opinión empresarial.</i>
2008	Primero	Patricia Bencosme Germán <i>Fluctuaciones macroeconómicas en la economía dominicana. Un análisis de VAR estructural.</i>
	Segundo	Gladys Isabel Jiménez Reyes / Brenda Mercedes Villanueva Rivas <i>Economía del crimen y la reincidencia penitenciaria: evidencia empírica para la República Dominicana.</i>
	Tercero	Clara Amelia Yaryura Paulino <i>Fondo de Solidaridad Social de la República Dominicana.</i>
	1ra. Mención	Carlos Manuel Gratereaux Hernández <i>Un análisis sobre el nivel de reservas internacionales óptimo en la República Dominicana.</i>
	2da. Mención	Raúl E. Hernández Báez / Juan A. Pimentel Aristy <i>No linealidades en la Curva de Phillips y la política monetaria: teorías y evidencia para la República Dominicana.</i>
2007	Primero	Frank Alexis Fuentes Brito / Brenda Mercedes Villanueva Rivas <i>Impacto económico de la diabetes mellitus en la República Dominicana: análisis y recomendaciones de políticas públicas.</i>

Segundo	Rafael E. Capellán Costa / José Manuel Michel / Luis Reyes Henríquez <i>Impacto distributivo de DR-CAFTA: efectos sobre el empleo, el ingreso y la equidad en los sectores industriales y agropecuarios en RD.</i>
Tercero	Eliel David Jiménez Romero <i>Riesgos de mercado: valor en riesgo calculado con modelos de volatilidad condicional integrado de forma dinámica con simulación de Monte Carlo.</i>
1ra. Mención	José Antonio Pellerano Guzmán <i>Desalineamiento cambiario y crecimiento.</i>
2da. Mención	Ana Julia Sierra Cordero / Edgar Octavio Morales Pérez <i>Estimación del Índice de Condiciones Monetarias para la República Dominicana.</i>
2006 Primero	María Eugenia Dávalos Perdomo / Indhira Vanessa Santos Echavarría <i>Sinergias potenciales en los objetivos de desarrollo del milenio: el caso de la violencia doméstica y la nutrición infantil en América Latina.</i>
Segundo	Frank Alexis Fuentes Brito / Brenda Mercedes Villanueva Rivas <i>¿Vale la pena estudiar en la universidad en República Dominicana?: análisis de la rentabilidad de la educación superior en el mercado formal utilizando funciones de ingreso mincerianas.</i>
Tercero	Patricia Bencosme Germán <i>El canal del crédito bancario en la economía dominicana.</i>

1ra. Mención	Carlos M. Grateraux Hernández / Karina Isabel Ruiz Pimentel <i>Efectividad y mecanismos de transmisión de la política monetaria en la economía dominicana: una aproximación empírica integral.</i>
2da. Mención	Ricardo E. Roques Núñez <i>Determinantes del riesgo soberano en la República Dominicana: una aproximación a través de paneles de datos no balanceados.</i>
2005 Primero	Raúl E. Hernández Báez <i>Coordinación de políticas monetaria y fiscal en la República Dominicana.</i>
Segundo	Ricardo E. Roques Núñez <i>Un modelo para corregir las distorsiones del mercado cambiario dominicano.</i>
Tercero	Marcos José De León Pimentel <i>Mejoras al sistema de seguro de depósitos.</i>
1ra. Mención	María Ivanova Reyes <i>Incidencia inflacionaria en una economía pequeña y abierta.</i>
2da. Mención	Raúl E. Hernández Báez <i>Dinámica de la inflación y de la tasa de depreciación del tipo de cambio en la República Dominicana: un modelo econométrico sobre los determinantes y la volatilidad de la tasa de inflación y de la tasa de depreciación del tipo de cambio en los años bajo tipo de cambio flexible.</i>
2004	Primero Desierto

- Segundo Ellen Pérez Ducy de Cuello / Alexander Medina Feliz
Neutralidad monetaria en República Dominicana: antes y después de la crisis bancaria 2003.
- Tercero Alexis Vidal Cruz Rodríguez
Un análisis del ciclo económico de la República Dominicana bajo cambios de régimen.
- 1ra. Mención Carlos Julio Camilo V.
Las fluctuaciones económicas en la República Dominicana. Cuantificación y análisis.
- 2003 Primero Hamlet Gutiérrez Mota
Desajustes fiscales y su impacto en la cuenta corriente: una aproximación al proceso de ajuste externo de la economía dominicana.
- Segundo Ellen Pérez Ducy de Cuello
Predominio fiscal y política monetaria en la República Dominicana.
- Tercero Alexander Medina Félix
Determinantes del tipo de cambio de equilibrio, presión sobre el mercado cambiario y ataques especulativos en la República Dominicana: evidencia reciente.
- 1ra. Mención Harold Ayatollah Vásquez Ruiz
Mecanismos de transmisión monetaria en la República Dominicana: el traspaso de las devaluaciones del tipo de cambio sobre los niveles de precios.

2da. Mención	Rolando Reyes <i>Desequilibrio macroeconómico de corto plazo y el sobredesbordamiento del tipo de cambio: el caso Baninter vs. Pérdida de credibilidad política monetaria.</i>
3ra. Mención	Ingrid M. Isidor Martínez / Franklin E. Díaz Casado <i>Modelo de sustitución de activos: el caso de la República Dominicana.</i>
2002	PrimeroDesierto
Segundo	Edwin A. Guerra <i>Análisis de la ley de Seguridad Social y su impacto económico.</i>
Tercer	Oswaldo Raúl Montalvo Cossío <i>La alquimia de los índices generales de precios.</i>
2001 Primero	Peter A. Prazmowski <i>Consumo, ahorro y la teoría del ciclo vital estocástico con movilidad parcial de capitales: el caso de la República Dominicana.</i>
Segundo	Rodrigo Jaque García <i>La programación financiera y la gestión pública.</i>
Tercero	Jerson Del Rosario <i>Dominicana en la era de la globalización.</i>
Cuarto	Felipe Antonio Llaugel <i>Simulación de desempeño de Fondos de Pensiones.</i>
Quinto	Marjorie Castillo Tezanos <i>Viabilidad del comercio electrónico en el mercado dominicano.</i>

2000	Primero	Felipe Antonio Llaugel <i>Sistema proactivo de supervisión financiera.</i>
	Segundo	Luis Scheker <i>Demanda de salud en la República Dominicana: una estimación econométrica.</i>
	Tercero	Peter A. Prazmowski <i>Una nota sobre las crisis económicas y los programas de estabilización en la República Dominicana.</i>
1999	Primero	Magín Javier Díaz Domingo <i>Un modelo macroeconómico de corto plazo para proyecciones y análisis de políticas: el caso de República Dominicana.</i>
	Segundo	Rolando Reyes <i>La medición del riesgo de mercado de las instituciones financieras dominicanas. Impactos del surgimiento de un mercado de derivados en la cobertura y reducción de dicho riesgo.</i>
	Tercero	Loraine Cruz de Santana / Dayana Lora de Vio <i>¿Ha sido el tipo de cambio ancla nominal de la inflación en la República Dominicana?</i>
	Mención de honor	Loraine Cruz de Santana <i>La inflación subyacente en la República Dominicana: una propuesta para el diseño de política monetaria e indicador de desempeño de las autoridades monetarias.</i>
1998	Primero	Amelia Uliafnova Santos Paulino <i>Inversión extranjera directa, comercio y crecimiento en la República Dominicana y América Latina.</i>

	Segundo	José R. Sánchez Fung <i>Neutralidad monetaria: un análisis econométrico para el caso de la República Dominicana.</i>
	Tercero	Rolando Reyes <i>La paridad de interés y la determinación de la eficiencia de los mercados cambiarios.</i>
1997	Desierto	
1996	Primero	Arturo Méndez Gómez <i>Tipo de cambio de equilibrio, colapsos cambiarios y crecimiento económico en la República Dominicana.</i>
	Segundo	Rolando Reyes <i>Estructura de mercado e impactos de la apertura comercial en el sector industrial: implicaciones para la política arancelaria y de reestructuración industrial.</i>
	Tercero	Rodrigo Jaque García <i>Impacto del tipo de cambio real en la economía dominicana. Antecedentes y perspectivas.</i>
	Cuarto	Peter A. Prazmowski <i>Credibilidad e inercia inflacionaria: efectividad de las políticas monetarias y cambiarias en la República Dominicana.</i>
1995	Desierto	
1994	Desierto	
1993	Primero	Andrés Dauhajre, hijo. <i>Sesgo antiexportador y promoción de exportaciones en la República Dominicana.</i>
1992	Desierto	
1991	Desierto	

1990 Tercero

Edwin A. Guerra Peña

*¿Por qué falló el sistema de reintegro
de divisas?*

1989 Desierto

1988 Desierto

1987 Desierto

1986 Tercero

Alejandro Bienvenido Beltré

*La concentración bancaria en la República
Dominicana: análisis de la banca
comercial a través del coeficiente de GINI
y el índice de Herfinahl, 1960-1985.*

Jurado del Concurso Anual de Economía Biblioteca «Juan Pablo Duarte»

AÑO 1986 – 1987	Lic. Fernando Pellerano Lic. Dennis R. Simó Dr. José Luis Alemán, S. J. Lic. Ramón Pérez Minaya Lic. Héctor Valdez Albizu Dr. Manuel José Cabral
AÑO 1988	Lic. Julio G. Ortega Tous Lic. Maritza Amalia Guerrero Lic. Dennis R. Simó Lic. Luis Aquiles García Recio Lic. José Manuel López Valdez
AÑO 1989	Dr. Virgilio Díaz Grullón Lic. Gladys Santana Dr. José Luis Alemán, S. J. Dr. Andrés Dauhajre, hijo Dr. Jorge Munguía Lic. Milady Santana
AÑO 1990	Dr. Virgilio Díaz Grullón Lic. Dulce Báez Guerrero Dra. Jacqueline Boin de Serrulle Dr. Miguel Ceara Hatton Dr. Gustavo S. Volmar Álvarez Dr. Jorge Munguía
AÑO 1991	Lic. Héctor Valdez Albizu Lic. Juan M. Prida Busto Lic. Miguel Sang Ben Lic. Héctor Guiliani Cury Sr. Miguel Guerrero Dr. Jorge Munguía

AÑO 1992

Dr. Roberto Lamarche
Lic. Juan M. Prida Busto
Lic. Carlos Despradel
Ing. José Israel Cuello
Dr. Frederick Emán-Zadé Gerardino
Lic. Beatriz Yermenos

AÑO 1993

Dr. Roberto Lamarche
Lic. Juan M. Prida Busto
Dr. Edilberto Cabral Ramírez
Dr. José Luis Alemán, S. J.
Lic. Nelson Peña
Dra. América Bastidas

AÑO 1994

Lic. Opinio Álvarez Betancourt
Lic. Mirtha Medrano Guerrero
Lic. Bernardo Vega
Lic. Julio Llibre
Lic. Héctor Guiliani Cury
Dr. José Luis Alemán, S. J.
Dr. Roberto Saladín

AÑO 1995

Dr. José Luis Alemán, S. J.
Dr. Roberto Saladín
Lic. Opinio Álvarez Betancourt
Lic. Andrés Dauhajre, hijo
Lic. Hugo Guiliani Cury
Lic. Bernardo Vega
Lic. José Alfredo Guerrero

AÑO 1996-98

Lic. Mirtha Medrano Guerrero
Lic. José Alfredo Guerrero
Lic. Gladys Santana
Lic. Opinio Álvarez Betancourt
Lic. Hugo Guiliani Cury
Dr. José Luis Alemán, S. J.
Dr. Andrés Dauhajre, hijo

AÑO 1999-2000	Lic. José Alfredo Guerrero Dr. Francisco Pérez Luna Lic. Gladys Santana Lic. Opinio Álvarez Betancourt Lic. Hugo Guiliani Cury Dr. José Luis Alemán, S. J. Dr. Andrés Dauhajre, hijo
AÑO 2001	Dr. José Luis Alemán, S. J. Lic. Hugo Guiliani Cury Lic. Opinio Álvarez Betancourt Dr. Andrés Dauhajre, hijo Lic. Fernando Pellerano Morilla Lic. Roberto Liz Castellanos Lic. Bernardo Vega
AÑO 2002	Dr. José Luis Alemán, S. J. Lic. Porfirio García Lic. Opinio Álvarez Betancourt Dr. Andrés Dauhajre, hijo Lic. Fernando Pellerano Morilla Lic. Roberto Liz Castellanos Dr. Pedro Silverio
AÑO 2003	Dr. José Luis Alemán, S. J. Lic. Opinio Álvarez Betancourt Dr. Julio Andújar Scheker Dr. Miguel Ceara Hatton Dr. Porfirio García Lic. Peter A. Prazmowski
AÑO 2004	Dr. José Luis Alemán, S. J. Lic. Opinio Álvarez Betancourt Dr. Julio Andújar Scheker Dr. Miguel Ceara Hatton Dr. Porfirio García Dr. Peter A. Prazmowski Dra. Amelia Santos Paulino

AÑO 2005-2007	Dr. José Luis Alemán, S. J. Lic. Opinio Álvarez Betancourt Dr. Miguel Ceara Hatton Dr. Porfirio García Dr. Rolando Guzmán Dra. Magdalena Lizardo Dr. Julio Andújar Scheker
AÑO 2008-2009	Dr. José Luis De Ramón Lic. Opinio Álvarez Betancourt Dr. Miguel Ceara Hatton Dr. Julio Andújar Scheker Dr. Porfirio García Dr. Rolando Guzmán Dra. Magdalena Lizardo
AÑO 2010-2017	Dr. José Luis De Ramón Lic. Opinio Álvarez Betancourt Dr. Miguel Ceara Hatton Dr. Julio Andújar Scheker Dr. Porfirio García Dr. Rolando Guzmán Dra. Magdalena Lizardo Dra. Indhira Vanessa Santos Dr. Ramón Antonio González Hernández
AÑO 2018	Dr. José Luis De Ramón Lic. Opinio Álvarez Betancourt Dr. Miguel Ceara Hatton Dra. Yamileh García de Kuhnert Dr. Porfirio García Dr. Rolando Guzmán Dra. Magdalena Lizardo Dra. Indhira Vanessa Santos Dr. Ramón Antonio González Hernández

AÑO 2019

Dr. José Luis De Ramón
Lic. Opinio Álvarez Betancourt
Dr. Miguel Ceara Hatton
Dra. Yamileh García de Kuhnert
Dr. Porfirio García
Dr. Rolando Guzmán
Dr. Harold A. Vásquez Ruiz
Dra. Indhira Vanessa Santos
Dr. Ramón Antonio González Hernández

Colección del Banco Central
de la República Dominicana

SERIE ARTE Y LITERATURA

Acosta, José

La tormenta está fuera (Ed. 2016)

Alcántara Almánzar, José

Catálogo de la colección del Banco Central

(en colaboración con Luis José Bourget) (Ed. 2008)

Catálogo de la colección del Banco Central 2008-2018

(en colaboración con Luis José Bourget) (Ed. 2018)

La aventura interior (1ra. ed. 1997; 2da. ed. 2008)

Pedro Henríquez Ureña. Antología mínima

(prólogo, selección y apéndices) (1ra. ed. 2004; 2da. ed. 2012)

Almánzar R., Armando

Arquímedes y el Jefe y otros cuentos de la Era (1ra. ed. 1999; 1ra. reimp. 2008)

Concerto grosso. Cuentos (Ed. 2006)

El elegido y otras historias desconsoladas (Ed. 2016)

Thanksgiving Day (Ed. 2010)

Álvarez, Soledad

De primera intención. Ensayos y comentarios sobre literatura (Ed. 2009)

Amiama Castro, Octavio

Xavier Amiama, pintor de la noche de Haití. Biografía novelada (Ed. 2000)

Banco Central de la República Dominicana.

Departamento Cultural (Editor)

Dos coloquios sobre la obra de Juan Bosch (Ed. 2010)

Los tesoros artísticos del Banco Central (catálogo) (Ed. 1997)

Pinacoteca (1ra. ed. 1999; 1ra. reimp. 2001; 2da. reimp. 2003; 2da. ed. 2005; 3ra. ed. 2009)

Beiro Álvarez, Luis

El criterio ejercido (Ed. 2007)

Nadie te vio morir (Ed. 2019)

Belliard, Basilio

El imperio de la intuición. Ensayos literarios (Ed. 2013)

Berroa, Rei

Aproximaciones a la literatura dominicana, 1930-1980 (Ed. 2007)

Aproximaciones a la literatura dominicana, 1981-2008 (Ed. 2008)

Blonda, Máximo Avilés

Cuaderno de la infancia (1ra. ed. 1998; 2da. ed. 2007)

Bonnelly de Díaz, Aída

En torno a la música. Guía para la apreciación musical (Ed. 2001)

Collado, Miguel

En torno a la literatura dominicana. Apuntes literarios, bibliográficos y culturales (Ed. 2013)

De Maeseneer, Rita

Seis ensayos sobre narrativa dominicana contemporánea (Ed. 2011)

Delmonte Soñé, José E.
Alquimias de la ciudad perdida. Relatos breves para compartir en sobremesa bajo lluvia (Ed. 2009)

Di Pietro, Giovanni
Quince estudios de novelística dominicana (Ed. 2006)

Espaillet Cabral, Arnaldo
La tumba vacía (Ed. 2008)

Font Bernard, R.A.
Crónicas elementales (Ed. 2003)

García, José Enrique
La palabra en su asiento. Análisis poético (Ed. 2004)

Gautreau de Windt, Eduardo
Relatos de un silbo (Ed. 2018)

Gimbernard, Jacinto
Narraciones de vuelta al mundo (Ed. 2000)

Gómez Beras, Carlos Roberto
Sólo el naufragio. {Poesía} (Ed. 2018)

Gómez Rosa, Alexis
La mirada imantada. Antología poética (Ed. 2014)

Gutiérrez, Franklin
Manuel de Jesús Galván : vaivenes de una existencia revuelta (Ed. 2020)

Hernández Caamaño, Ida
El amor todos los días (Ed. 2001)

Hernández, Edith
Manual de estética musical (Ed. 2018)

Hernández Núñez, Ángela
Escribir sobre una ola (Ed. 2015)
Onirias. Poesía e imagen (Ed. 2012)

Herrera, Jochy
Estrictamente corpóreo (Ed. 2018)

Jorge Mustonen, Pablo
Mar de recuerdos (Ed. 2012)
Primavera (Ed. 2016)

Lantigua, José Rafael
Un encuentro con el Comandante. Letras racionadas (Ed. 2016)

León David
Cálamo corriente. Ensayos sobre cultura, literatura y arte (Ed. 2003)

Llort, Julio y Marianne de Tolentino
Julio Llort, una vida por el arte (Ed. 2019)

Macarrulla, Dulce
Por los lugares del recuerdo (Ed. 2001)

Marizán, Narda
Con ojos de mariposa. Cuentos (Ed. 2018)

Martínez, Cristian
Tureiro, areyto de la tierra y el cielo, mitología taína (Ed. 2007)

Mieses, Juan Carlos
Caminos sobre la mar (Ed. 2015)

Miller, Jeannette

Fredy Miller. Realidad y leyenda. Cuentos, poemas y otros escritos (Editora) (Ed. 2005)

María Ugarte : textos literarios (Editora) (Ed. 2006)

Testigo de la luz : poemas, 1964-2016 (Ed. 2017)

Textos sobre arte, literatura e identidad. Ensayos (Ed. 2009)

Polvo eres. Poemas (Ed. 2013)

Montás, Onorio, Pedro José Borrell y Frank Moya Pons

Arte taíno (1ra. ed. 1983, 1ra. reimp. 1985, 2da. reimp.

1999, 3ra. reimp. 2003, 2da. ed., 2011)

Moré, Gustavo L., Omar Rancier, Marianne de Tolentino y Roberto Segre

Banco Central. 60 años de historia, arquitectura y arte = Central Bank. 60 Years of History, Architecture and Art (Ed. 2007)

Munnigh, Fidel

Huellas del errante (Ed. 2002)

Pensar la imagen, pensar la mirada (Ed. 2017)

Núñez, Apolinar

Seis asedios a la literatura latinoamericana (Ed. 2005)

Ossers, Manuel A.

Estudios literarios dominicanos (Ed. 2014)

Escritoras hispanoamericanas : ensayos críticos (Ed. 2019)

Perdomo, Miguel Aníbal

Cornalina (Ed. 2012)

Ensayos al vapor (Ed. 2014)

Pereyra, Emilia

Resistencia cultural en la dominación haitiana (Ed. 2020)

Pérez de Cuello, Catana

Sinfonía de ideas en 4 movimientos (Ed. 2006)

Piantini Munnigh, Luis Manuel

Luz encarcelada (Ed. 2000)

Prida Busto, Juan Manuel

En la luz de la noche (Ed. 1999)

Reyes Sánchez, Miguel

Sombreros para un viajero. Antología de ensayos sobre cultura y literatura (Ed. 2004)

Rivas, Sara María (Editora)

A toda lágrima y a toda sed.

Conversaciones con René Rodríguez Soriano (Ed. 2017)

Rodríguez, Néstor E.

Crítica para tiempos de poco fervor (Ed. 2009)

Rodríguez Demorizi, Emilio

Cartas a Silveria (Ed. 2006)

Rodríguez Fernández, Arturo

El sabor de las hormigas. Cuentos (Ed. 2008)

Rodríguez Soriano, René

Voces propias. Conversaciones (Ed. 2018)

Rosario, Fari

Los espejos asesinos y otras minificciones (Ed. 2017)

Rosario Candelier, Bruno

El aspirar del aire (Ed. 2015)

Rueda, Manuel

Imágenes del dominicano (Ed. 1998)

Las metamorfosis de Makandal (1ra. ed. 1998; 2da. ed. 1999)

Sánchez Beras, César
Con las voces del otro (Ed. 2016)

Solano, Rafael
Música y pensamiento. Crónicas y reflexiones de un músico dominicano. (Ed. 2015)

Stanley, Avelino
La novela dominicana 1980-2009. [Perfil de su desarrollo]
(Ed. 2010)

Toirac, Luis
La hiedra interior (Ed. 2003)
Las ramas del viento (Ed. 2011)
Acantilados distantes (Ed. 2017)

Tolentino, Marianne de
Ángel Haché en escena (Ed. 2009)
Mi primer museo (Ed. 2005)
Otras miradas. Obras de arte del Banco Central (Ed. 2004)
Pieza del mes 2007 (en colaboración con Vladimir Velázquez Matos) (Ed. 2008)
Pieza del mes 2008-2010 (en colaboración con Vladimir Velázquez Matos) (Ed. 2011)
Voces de Aída. Selección de textos críticos sobre música
(Editora) (Ed. 2015)

Valdez, Diógenes
La noche de Jonsok (un antes) (Ed. 2000)

Valdez, Pedro Antonio
Dominicanos (Ed. 2019)

Valdez Albizu, Héctor

La cultura en el Banco Central (Ed. 2008)

La cultura en el Banco Central. Discursos 2008-2011 (Ed. 2012)

La cultura en el Banco Central. Discursos 2012-2014 (Ed. 2014)

La cultura en el Banco Central. Discursos 2014-2016 (Ed. 2016)

La cultura en el Banco Central. Discursos 2016-2018 (Ed. 2018)

La cultura en el Banco Central. Discursos 2018-2020 (Ed. 2020)

Vallejo de Paredes, Margarita y Alexandra Paredes de
Fernández

Diccionario de refranes (Ed. 2002)

Vásquez, Felicia

Bajo el sol de Guabatico (Ed. 2019)

Vega, Máximo

Era lunes ayer. Cuentos (Ed. 2014)

Velázquez Matos, Vladimir

Líneas alternas (Ed. 2006)

Villanueva, Rafael

Ensayos sobre música (Ed. 2001)

Windt, Julio de

Testimonios de un director de orquesta (1ra. ed. 2000; 2da.
ed. 2007)

Zapata, César Augusto

*Persistencia del ángel (lugares comunes en la vida de Claudio
Cruz)* (Ed. 2017)

Zimmermann del Castillo, Silvia

Manuel y la lluvia (Ed. 2006)

SERIE BIBLIOGRAFÍA ECONÓMICA

Banco Central de la República Dominicana.
Departamento Cultural (Editor)

Bibliografía económica dominicana 1947-1987 (Ed. 1991)

Bibliografía económica dominicana 1978-1982 (Ed. 1983)

Bibliografía económica dominicana 1983-1986 (Ed. 1986)

Bibliografía económica dominicana 1988-1996 (Ed. 1998)

Bibliografía económica dominicana 1997-1998 (Ed. 2000)

Bibliografía económica dominicana 1999-2000 (Ed. 2002)

Bibliografía económica dominicana 2001-2002 (Ed. 2004)

Bibliografía económica dominicana 1947-2004 (CD-ROM) (Ed. 2005)

Bibliografía económica dominicana 1947-2004 (Ed. 2006)

Bibliografía económica dominicana 2005-2006 (Ed. 2007)

Bibliografía económica dominicana 2007-2008 (Ed. 2009)

Bibliografía económica dominicana 2009-2010 (Ed. 2011)

Bibliografía económica dominicana 2011-2012 (Ed. 2013)

Bibliografía económica dominicana 2013-2014 (Ed. 2015)

Bibliografía económica dominicana 2015-2016 (Ed. 2017)

Bibliografía económica dominicana 2017-2018 (Ed. 2019)

SERIE CIENCIAS SOCIALES

Alemán, José Luis

Una interpretación de la política monetaria y bancaria dominicana 1984-1999 (Ed. 2000)

Andújar Scheker, Julio G.

Macroeconomía aplicada. Economía política de las reformas en República Dominicana (Ed. 2012)

Economía de lo inusual (Ed. 2020)

Ayala Lafée de Wilbert, Cecilia, Werner Wilbert y Ariany Calles

Juan Pablo Duarte en la Venezuela del Siglo XIX. Historia y leyenda (Ed. 2014)

Banco Central de la República Dominicana.
Departamento Cultural (Editor)
Cronología del BCRD, 1947-2017 (Ed. 2017)
La independencia nacional. Su proceso (Ed. 1999)

Balcácer, Juan Daniel
Duarte revisitado [1813-2013]. (en colaboración con José
Chez Checo, Jorge Tena Reyes,
Orlando Inoa, José Miguel Soto Jiménez) (Ed. 2012)
Vicisitudes de Juan Pablo Duarte (2da. ed. 2011)

Brache Batista, Anselmo
*Constanza, Maimón y Estero Hondo. Testimonios e
investigación sobre
los acontecimientos* (3ra. ed. 2008)

Brea García, Emilio José
El último monumento (Ed. 2013)

Cabral de Poladura, Atala
*Museo de las Casas Reales. Apuntes de un recorrido 1976-
1988* (Ed. 2010)

Canahuate, Mildred (Editora)
*Presencia de la cultura precolombina en el arte caribeño
contemporáneo* (1ra. ed. 2000; 2da. ed. 2009)

Capellán Costa, Rafael E., Víctor Miguel García y
Amarilis Altagracia Aquino (Editores)
*Análisis de la coyuntura internacional. Ensayos acerca del
impacto de la
economía mundial sobre el sector externo dominicano* (Ed.
2018)

Cuello Nieto, César
*La compleja existencia de la tecnología. Tecnología, ciencia,
desarrollo,
sociedad y medioambiente* (Ed. 2012)

Del Castillo, José
Agenda de fin de siglo (Ed. 2004)

Deive, Carlos Esteban
Los dominicanos vistos por extranjeros (Ed. 2009)
Rebeldes y marginados. Ensayos históricos (Ed. 2002)

Federación Internacional de Sociedades Científicas
(Editores)
Culturas aborígenes del Caribe (Ed. 2001)

Ferrán, Fernando I.
Los herederos. ADN cultural del dominicano (Ed. 2019)

Fuentes Brito, Frank, Víctor Miguel García y Amarilis
Altagracia Aquino (Editores)
*Análisis de la coyuntura internacional. Ensayos acerca del
impacto de la
economía mundial sobre el sector externo dominicano* (Ed.
2014)

García de Brens, Lilliam
Cultura indígena y educación natural (Ed. 2004)

Gautier, Manuel Salvador
*El encanto de la arquitectura. Papeles sobre
restauración de monumentos y otros temas* (Ed. 2011)

Guiliani Cury, Hugo
Pensamiento y acción de Hugo Guiliani Cury (Ed. 2010)

Landolfi, Ciriaco
Evolución cultural dominicana 1844-1899 (2da. ed. 2012)

Lebrón Saviñón, Mariano
Cultura y patología (Ed. 2000)

Lozano, Wilfredo

Los trabajadores del capitalismo exportador. Mercado de trabajo, economía exportadora y sustitución de importaciones en la República Dominicana, 1950-1980 (Ed. 2001)

Pérez Brown, Marcelle O.

Gascue. Jardín urbano (2da. ed. 2011)

Pérez-Ducy, Ellen.

La obra del Dr. José Luis Alemán, S.J. Revisión y análisis de su pensamiento económico, 1968-2007 (Ed. 2012)

Pérez Memén, Fernando

Ensayos sobre historia social, política y cultural de la República Dominicana y México (Ed. 2015)

Piantini Munnigh, Luis Manuel

Apuntes de economía y política (Ed. 2000)

Pichardo Muñoz, Arlette

12 ensayos de futuro sobre economía y sociedad (Ed. 2004)

Polanco Brito, Hugo Eduardo

Exvotos y "Milagros" del Santuario de Higüey (1ra. ed. 1984)

Exvotos, Promesas y Milagros de la Virgen de la Altagracia (Título a la 2da. ed. 2010)

Prazmowski, Peter A., José R. Sánchez-Fung, Amelia U. Santos Paulino (Editores)

Ensayos sobre macroeconomía en la República Dominicana y países en vías de desarrollo (Ed. 2004)

Essays on Macroeconomics in the Dominican Republic and Developing Countries (Ed. 2004)

Valdez Albizu, Héctor

Un camino hacia el desarrollo I (Ed. 2007)

Un camino hacia el desarrollo II (Ed. 2007)

Un camino hacia el desarrollo III (Ed. 2018)

Vanderplaats de Vallejo, Catharina

Anacaona : la construcción de la cacica taína de Quisqueya : quinientos años de ideologización. (Ed. 2015)

Veloz Maggiolo, Marcio

Antropología portátil (Ed. 2001)

Veloz Molina, Francisco

La Misericordia y sus contornos. 1894-1916 (narración de la vida y costumbres de la vieja ciudad de Santo Domingo de Guzmán) (Ed. 2003)

SERIE COMPOSITORES DOMINICANOS (Música en CD-ROM)

Banco Central de la República Dominicana

Cinco décadas (1ra. ed. 1998; 2da. ed. 2008)

Bustamante, Bienvenido

Compositores dominicanos : Bienvenido Bustamante (Ed. 2007)

Orquesta Sinfónica Nacional

Julio de Windt (Director)

Geraldes, María de Fátima

Compositores dominicanos : música para piano (1ra. ed. 1999; 2da. ed. 2008)

Sánchez Acosta, Manuel

Manuel y sus amigos (Ed. 2002)

Taveras, Jorge

Contigo (1ra. ed. 1998; 2da. ed. 2008)

Troncoso, Manuel
Sígueme (Ed. 2005)

SERIE CUENTOS VIRGILIO DÍAZ GRULLÓN

Banco Central de la República Dominicana
Departamento Cultural (Editor)
Vendimia Primera. Concurso de Cuentos Virgilio Díaz Grullón 2001 (Ed. 2002)
Vendimia Segunda. Concurso de Cuentos Virgilio Díaz Grullón 2002 (Ed. 2004)

SERIE EDUCATIVA BCRD

Almonte Diloné, Henry
¿Qué es el dinero? (Ed. 2007)
¿Qué es la inflación? (Ed. 2008)
¿Qué es un banco central? (Ed. 2006)

SERIE NUEVA LITERATURA ECONÓMICA

Banco Central de la República Dominicana
Departamento Cultural (Editor)
Nueva literatura económica dominicana. Premios del Concurso Biblioteca “Juan Pablo Duarte” 1996 (Ed. 1997)
Nueva literatura económica dominicana. Premios del Concurso Biblioteca “Juan Pablo Duarte” 1998 (Ed. 1999)
Nueva literatura económica dominicana. Premios del Concurso Biblioteca “Juan Pablo Duarte” 1999 (Ed. 2001)
Nueva literatura económica dominicana. Premios del Concurso Biblioteca “Juan Pablo Duarte” 2000 (Ed. 2001)
Nueva literatura económica dominicana. Premios del Concurso Biblioteca “Juan Pablo Duarte” 2001 (Ed. 2002)
Nueva literatura económica dominicana. Premios del Concurso Biblioteca “Juan Pablo Duarte” 2002 (Ed. 2003)

- Nueva literatura económica dominicana. Premios del Concurso Biblioteca “Juan Pablo Duarte” 2003 (Ed. 2004)*
- Nueva literatura económica dominicana. Premios del Concurso Biblioteca “Juan Pablo Duarte” 2004 (Ed. 2005)*
- Nueva literatura económica dominicana. Premios del Concurso Biblioteca “Juan Pablo Duarte” 2005 (Ed. 2006)*
- Nueva literatura económica dominicana. Premios del Concurso Biblioteca “Juan Pablo Duarte” 2006 (Ed. 2007)*
- Nueva literatura económica dominicana. Premios del Concurso Biblioteca “Juan Pablo Duarte” 2007 (Ed. 2008)*
- Nueva literatura económica dominicana. Premios del Concurso Biblioteca “Juan Pablo Duarte” 2008 (Ed. 2009)*
- Nueva literatura económica dominicana. Premios del Concurso Biblioteca “Juan Pablo Duarte” 2009 (Ed. 2010)*
- Nueva literatura económica dominicana. Premios del Concurso Biblioteca “Juan Pablo Duarte” 2010 (Ed. 2011)*
- Nueva literatura económica dominicana. Premios del Concurso Biblioteca “Juan Pablo Duarte” 2011 (Ed. 2012)*
- Nueva literatura económica dominicana. Premios del Concurso Biblioteca “Juan Pablo Duarte” 2012 (Ed. 2013)*
- Nueva literatura económica dominicana. Premios del Concurso Biblioteca “Juan Pablo Duarte” 2013 (Ed. 2014)*
- Nueva literatura económica dominicana. Premios del Concurso Biblioteca “Juan Pablo Duarte” 2014 (Ed. 2015)*
- Nueva literatura económica dominicana 2014. Menciones de honor (Ed. 2015)*
- Nueva literatura económica dominicana. Premios del Concurso Biblioteca “Juan Pablo Duarte” 2015 (Ed. 2016)*

Nueva literatura económica dominicana. Premios del Concurso

Biblioteca “Juan Pablo Duarte” 2016 (Ed. 2017)

Nueva literatura económica dominicana. Premios del Concurso

Biblioteca “Juan Pablo Duarte” 2017 (Ed. 2018)

Nueva literatura económica dominicana. Premios del Concurso

Biblioteca “Juan Pablo Duarte” 2018 (Ed. 2019)

Nueva literatura económica dominicana. Premios del Concurso

Biblioteca “Juan Pablo Duarte” 2019 (Ed. 2020)

SERIE NUMISMÁTICA Y FILATÉLICA

Álvarez Rey, Avelino

Introducción a la numismática (Ed. 2000)

Banco Central de la República Dominicana

Departamento Cultural (Editor)

Billetes dominicanos 1947-2002 (Ed. 2002)

Catálogo de la Sala Filatélica (Ed. 2001)

Catálogo del Museo Numismático (1ra. ed. 1997; 2da. ed. 2004)

Exposiciones temporales en el Museo Numismático y Filatélico (Ed. 2010)

Exposiciones temporales en el Museo Numismático y Filatélico 2011-2014 (Ed. 2014)

Exposiciones temporales en el Museo Numismático y Filatélico 2014-2016 (Ed. 2016)

Exposiciones temporales en el Museo Numismático y Filatélico 2016-2018 (Ed. 2018)

Exposiciones temporales en el Museo Numismático y Filatélico 2018-2020 (Ed. 2020)

Machado de Sosa, Sinthia

Conozcamos nuestro dinero (Ed. 2005)

Gráficas del papel moneda en la República Dominicana (Ed. 2010)

Coleccionismo y billetes dominicanos 1947-2009 (Ed. 2011)

Mueses, Danilo A.

Emisiones postales dominicanas 1865-1965 (Ed. 1999)

Ravelo A., Oscar E.

El correo en Santo Domingo. Historia documentada
(reimpresión facsimilar) (Ed. 2000)

Utrera, Cipriano de (Fray)

La moneda provincial de la Isla Española. Documentos
(reimpresión facsimilar) (Ed. 2000)

SERIE OBRAS PREMIADAS

Banco Central de la República Dominicana

Departamento Cultural (Editor)

Obras premiadas. Primer Concurso de Arte y Literatura
Bancentral 1995 (Ed. 1996)

Obras premiadas. Segundo Concurso de Arte y Literatura
Bancentral 1996 (Ed. 1997)

Obras premiadas. Tercer Concurso de Arte y Literatura
Bancentral 1997 (Ed. 1998)

Obras premiadas. Cuarto Concurso de Arte y Literatura
Bancentral 1998 (Ed. 1999)

Obras premiadas. Quinto Concurso de Arte y Literatura
Bancentral 1999 (Ed. 2001)

Obras premiadas. Sexto Concurso de Arte y Literatura
Bancentral 2000 (Ed. 2001)

Obras premiadas. Séptimo Concurso de Arte y Literatura
Bancentral 2001 (Ed. 2002)

Obras premiadas. Octavo Concurso de Arte y Literatura Bancentral 2002 (Ed. 2003)
Obras premiadas. Noveno Concurso de Arte y Literatura Bancentral 2005 (Ed. 2006)
Obras premiadas. Décimo Concurso de Arte y Literatura Bancentral 2006 (Ed. 2007)
Obras premiadas. Decimoprimer Concurso de Arte y Literatura Bancentral 2007 (Ed. 2008)
Obras premiadas. Decimosegundo Concurso de Arte y Literatura Bancentral 2008 (Ed. 2009)
Obras premiadas. Decimotercer Concurso de Arte y Literatura Bancentral 2009 (Ed. 2010)
Obras premiadas. Decimocuarto Concurso de Arte y Literatura Bancentral 2010 (Ed. 2011)
Obras premiadas. Decimoquinto Concurso de Arte y Literatura Bancentral 2011 (Ed. 2012)
Obras premiadas. Decimosexto Concurso de Arte y Literatura Bancentral 2012 (Ed. 2013)
Obras premiadas. Decimoséptimo Concurso de Arte y Literatura Bancentral 2013 (Ed. 2014)
Obras premiadas. Decimoctavo Concurso de Arte y Literatura Bancentral 2014 (Ed. 2015)
Obras premiadas. Decimonoveno Concurso de Arte y Literatura Bancentral 2015 (Ed. 2016)
Obras premiadas. Vigésimo Concurso de Arte y Literatura Bancentral 2016 (Ed. 2017)
Obras premiadas. Vigésimo primer Concurso de Arte y Literatura Bancentral 2017 (Ed. 2018)
Obras premiadas. Vigésimo segundo Concurso de Arte y Literatura Bancentral 2018 (Ed. 2019)

Esta primera edición de 500 ejemplares de
Nueva literatura económica dominicana 2019,
se terminó de imprimir en la Subdirección de Impresos y Publicaciones
del Departamento Administrativo del Banco Central de la República Dominicana,
en el mes de noviembre de 2020.

