

Revista de Economía y Finanzas

ISSN 2313-8696

2021

Volumen 8
Noviembre 2021

La brecha salarial de género: ¿triple penalización? mujer, madre, e informal

Jonathan Josué García Fuentes

Reducciones del deslizamiento cambiario y la inflación doméstica en Nicaragua

Juan Carlos Treminio Torres

Un modelo credit value at risk para gestionar el riesgo de crédito de las inversiones RIB del BCN

Harlan Jeancarlo López Olivas

Hechos estilizados de la economía nicaragüense

William Alberto Mendieta Alvarado

Costo económico de conflictos en Nicaragua: un enfoque de control sintético

Néstor Adolfo Torres Betanco



Banco Central de Nicaragua
Emitiendo confianza y estabilidad

Revista de Economía y Finanzas
Volumen 8-2021

© Banco Central de Nicaragua

Paso a desnivel Nejapa, 100 metros al este Pista Juan Pablo II
Managua, Nicaragua

Apartados postales: 2252 y 2253

Teléfono: (505) 2255-7171

Web: <https://www.bcn.gob.ni/revista-economia-y-finanzas>

Correo: oaip@bcn.gob.ni

Fax: (505) 2265-1246

ISSN 2313-8696 (edición impresa)

ISSN 2409-3270 (edición electrónica)

Diseño y diagramación: Néstor Adolfo Torres Betanco

Fecha de publicación: Noviembre 2021

Revista de Economía y Finanzas

ISSN 2313-8696

2021

Volumen 8

Noviembre 2021

Editor

Mario Aráuz Torres – Gerente de Investigaciones Económicas del BCN

Comité Editorial

Ovidio Reyes Ramírez – Presidente del BCN

Magaly Saéñz Ulloa – Gerente General del BCN

Nina Conrado Cabrera – Gerente de División Económica del BCN



Banco Central de Nicaragua
Emitiendo confianza y estabilidad

Presentación

El Banco Central de Nicaragua (BCN), con el objetivo de fomentar la investigación en temas relevantes para la economía nicaragüense, presenta el octavo volumen de la Revista de Economía y Finanzas. Este volumen se constituye de cinco estudios referidos al desempeño económico del país, abordando temas relacionados con: La brecha salarial de género: ¿triple penalización? mujer, madre, e informal; Reducciones del deslizamiento cambiario y la inflación doméstica en Nicaragua; Un modelo *Credit Value at Risk* para gestionar el riesgo de crédito de las inversiones RIB del BCN; Hechos estilizados de la economía nicaragüense; y Costo económico de conflictos en Nicaragua: un enfoque de control sintético.

La primera investigación parte de la discusión reciente sobre la formación de la familia, la crianza de los hijos y sus implicaciones en el mercado laboral de las mujeres como posibles “factores inexplicados” que contribuyen a la brecha salarial de género. Así, estudia el impacto a corto plazo de la maternidad, el matrimonio, y las interrupciones del mercado laboral en Nicaragua. Utiliza Mínimos Cuadrados Ordinarios para analizar los determinantes de los salarios, la descomposición Blinder-Oaxaca para analizar diferencias salariales de género, y matrices de transición de Markov para examinar la dinámica laboral de los individuos. Se encuentra que los trabajos informales representan un estatus laboral absorbente y preferencial para las madres, incluso más que para los hombres. Además, las madres muestran mayores tasas de transición del desempleo e inactividad, a trabajos informales. Estos resultados sugieren que las madres están aún más interesadas en trabajar, contrariamente a lo que un empleador puede asumir, y que la selección de empleos informales o flexibles, está influenciada por falta de mejores trabajos y no por elección voluntaria.

El segundo estudio examina la reducción del deslizamiento como una de las políticas más usadas para disminuir la inflación en Nicaragua, debido al alto *pass-through* cambiario a precios. La investigación surge porque no en todos los casos de reducción del deslizamiento, se ha observado disminuciones de la inflación interanual. Se encuentra que, en promedio, las reducciones del deslizamiento, anteriores a 2019, han aminorado la inflación interanual doméstica en 0.78 puntos porcentuales por cada punto porcentual de disminución en la tasa de deslizamiento. Por su parte, se estima que la reducción del deslizamiento de noviembre 2019 tendrá una incidencia de 2 puntos porcentuales menos de inflación interanual. Finalmente se encuentra que, ante presencia de mayores presiones de depreciación del Tipo de Cambio Real, mayor es el ajuste de precios internos producto de la reducción del deslizamiento.

La tercera investigación presenta un modelo de riesgo de crédito para las inversiones de reservas internacionales del Banco Central de Nicaragua (BCN), utilizando el método Creditmetrics® desarrollado por Gupton et al. (1997, 2007). Asimismo, se emplean funciones cópulas para modelar la relación de dependencia entre los componentes del portafolio y se establecen diferentes escenarios de análisis mediante simulaciones de Monte Carlo, a fin de determinar el perfil crediticio del BCN. Los resultados del estudio sugieren que por el hecho de que las inversiones de reservas

internacionales se mantienen hasta su vencimiento, el BCN podría estar interesado por los resultados obtenidos bajo la modalidad de incumplimiento para asegurar la diversificación y disminuir el impacto de un evento crediticio que podría afectar su posición financiera.

El cuarto estudio examina las principales características de las fluctuaciones económicas de Nicaragua, con el objetivo de apoyar el proceso de validación de los modelos económicos. Primero se analizan las características estructurales de largo plazo, desde la perspectiva de la oferta y la demanda agregada. Luego, se analizan las propiedades cíclicas de la economía. Para esto se utiliza el filtro Hodrick-Prescott (HP) para extraer el componente cíclico de las series. Si bien el filtro HP es muy popular para la estimación de los ciclos, es propenso a críticas relacionadas con la elección del parámetro de suavizamiento (λ). Por ello, se estima el parámetro λ apropiado para la economía nicaragüense utilizando el método de Marcet & Ravn (2004). Los principales resultados indican que la economía nicaragüense es predominantemente de servicios (principalmente no transables), donde el consumo agregado es el componente más importante del PIB. Sin embargo, dado que Nicaragua es una economía pequeña y abierta, esta característica la hace susceptible a choques de términos de intercambios, pudiendo indicar una dependencia a los flujos externos para la estabilización de los ciclos económicos.

Finalmente, la quinta investigación analiza el costo económico de conflictos armados en Nicaragua mediante un enfoque de control sintético. El estudio se basa en datos del Banco Central de Nicaragua (BCN), los cuales indican que entre 1978 y 1979, periodo de inicio del conflicto, la actividad económica se redujo 7.8 y 26.5 por ciento, respectivamente. Este deterioro macroeconómico se mantuvo hasta finales de 1980, cuando el país vivió una segunda oleada de confrontaciones, las cuales en 1988 se asociaron con una caída de 12.4 por ciento de la actividad económica y una (hiper)inflación superior a 33 mil por ciento anual. Dada esta variación exógena en la coyuntura económica de la época, con el estudio se pretende estimar lo que hubiese sucedido en ausencia de dichos conflictos con el Producto Interno Bruto (PIB) *per cápita*. La evidencia sugiere que, en ausencia de conflictos, el PIB *per cápita* de Nicaragua, entre 1979 y 2018, habría sido 2.5 veces superior al efectivamente observado. Estos resultados son robustos a la inclusión de covariables y ante más de 500 distintas especificaciones del modelo estimado.

El contenido de la revista, así como el análisis y conclusiones que de ésta se derivan, son de exclusiva responsabilidad de los autores y en ninguna circunstancia puede considerarse que reflejan la posición oficial del BCN.

ÍNDICE



La brecha salarial de género: ¿triple penalización? mujer, madre, e informal

Jonathan Josué García Fuentes

Reducciones del deslizamiento cambiario y la inflación doméstica en Nicaragua

Juan Carlos Treminio Torres

Un modelo credit value at risk para gestionar el riesgo de crédito de las inversiones RIB del BCN

Harlan Jeancarlo López Olivas

Hechos estilizados de la economía nicaragüense

William Alberto Mendieta Alvarado

Costo económico de conflictos en Nicaragua: un enfoque de control sintético

Néstor Adolfo Torres Betanco

La brecha salarial de género: ¿triple penalización? mujer, madre, e informal

Jonathan Josué García Fuentes*

Resumen

La formación de la familia, la crianza de los hijos y sus implicaciones en el mercado laboral de las mujeres se ha estudiado como posibles “factores inexplicados” que contribuyen a la brecha salarial de género. Esta investigación analiza el impacto a corto plazo de la maternidad, el matrimonio, y las interrupciones del mercado laboral en Nicaragua. Utiliza transiciones en el mercado laboral para evaluar un mecanismo potencial, y la posibilidad de que las madres prefieran trabajos informales debido a horarios laborales flexibles. Se encuentra que los trabajos informales representan un estatus laboral absorbente y preferencial para las madres, incluso más que para los hombres. Así mismo, las madres muestran mayores tasas de transición del desempleo e inactividad a trabajos informales. Esto sugiere que las madres están aún más interesadas en trabajar, contrariamente a lo que un empleador puede asumir, y que la selección de empleos informales o flexibles, está influenciada por falta de mejores trabajos y no por elección voluntaria.

Palabras Clave: Brecha de género, Penalización por maternidad, Informalidad, Transiciones laborales

Códigos JEL: J13, J16, J46, J69, J71.

*University of Goettingen, Germany. Faculty of Business and Economics. El autor agradece los comentarios de Rony Rodríguez-Ramírez, Henrike Sternberg, Juliane Zenker y miembros del comité evaluador del Premio Economía, Finanzas y Desarrollo del Banco Central de Nicaragua, así como el apoyo de Guerson Salgado con la traducción al español. Durante la realización del estudio, el autor contó con el patrocinio del Servicio Alemán de Intercambio Académico (DAAD, por sus siglas en alemán). El contenido de este documento es responsabilidad exclusiva de su autor, y en ningún caso puede asumirse que refleja la posición oficial del Banco Central de Nicaragua. Para comentarios comunicarse al correo: jonathan.garcia@uni-goettingen.de.

1. Introducción

Ya sea desde un punto de vista normativo o empírico, la discriminación de género es perjudicial para la economía, la sociedad y, aún más importante, para el grupo mayormente afectado, las mujeres. El crecimiento y el desarrollo económico han aumentado el acceso de las mujeres a la educación y la salud; sin embargo, persiste la brecha salarial de género en países desarrollados y en vías de desarrollo. La Organización Internacional del Trabajo (OIT) pronostica que, si se continúa al ritmo actual, se necesitarán hasta 270 años para cerrar dicha brecha (OIT 2018). Sin embargo, mientras la brecha persista, los retornos desiguales de la educación y la productividad siguen representando pérdidas de producción y bienestar para las mujeres y sus hogares.

Recientemente, se han realizado esfuerzos sustanciales e investigaciones innovadoras para comprender las diferencias “inexplicables” en los ingresos por género, o sea, aquellas diferencias que no pueden ser explicadas por productividad u otras variables observables como lo es el caso de educación o experiencia. Parte de esta investigación se ha concentrado en comprender cómo la disyuntiva entre tiempo e ingresos impuesta por el proceso de crianza de los hijos, afecta la brecha salarial de género. Por un lado, la literatura muestra que ambos padres enfrentan la decisión de trabajar a tiempo completo u optar por un trabajo flexible y, en muchos casos, salir del mercado laboral. Por otro lado, la literatura también argumenta que son las madres las cuales en su mayoría optan por trabajar menos tiempo o hasta salir de la fuerza laboral en comparación con padres, generando un efecto negativo duradero en los ingresos de las madres durante la maternidad (Berniell et al. 2021, del Boca et al. 2013, Goldin 2014, Kleven et al. 2019).

La mayor parte de la investigación empírica en estos temas se ha realizado en países desarrollados, especialmente en Estados Unidos y países de Europa, donde los estados de bienestar, las políticas de apoyo familiar y las estructuras del mercado laboral difieren sustancialmente con los países en desarrollo. En América Latina, la oferta limitada de “trabajos de calidad” puede jugar un papel importante en la toma de decisiones de los padres para optar por opciones más flexibles durante la crianza de sus hijos. Los trabajos flexibles pueden ser principalmente aquellos trabajos encontrados en el sector informal, que corresponden una gran parte de la oferta laboral de la región, y que en su mayoría implica trabajos sin derecho a seguro médico y/o pensiones, y de baja remuneración. Las diferencias en la regulación de permisos de mater-

nidad/paternidad para madres y padres pueden contribuir al aumento de las brechas salariales de las madres a través de un aumento en discriminación del empleador hacia las mujeres. Por ejemplo, en Nicaragua, mientras que las madres tienen derecho a 12 o hasta 14 semanas de permiso de maternidad cuando dan a luz, los padres solamente tienen derecho a cinco días según el código laboral vigente.

Nicaragua, con una alta participación laboral femenina (70 %), un alto nivel de informalidad (80 %), y políticas familiares como el costo compartido de permiso parental entre empleadores (40 %) y el Instituto Nacional de Seguridad Social (60 %), ofrece un entorno apropiado para investigar la brecha salarial de género, así como las implicaciones de la maternidad/paternidad y la informalidad. Adicionalmente, el país cuenta con una encuesta trimestral sobre la fuerza laboral, la Encuesta Continua de Hogares (ECH), un panel con más de 3,000 hogares, con representatividad a nivel urbano y rural que permite el estudio de dinámicas laborales. Esta encuesta permite controlar por características no observables a nivel de individuo, que son constantes a través del tiempo, y que por ende contribuyen a reducir el sesgo en la estimación de la brecha salarial de género.

Al identificar la existencia de una brecha salarial de género y sus cambios en diferentes grupos en el mercado laboral, este estudio tiene como objetivo proveer evidencia sobre la posible triple penalidad que las mujeres podrían enfrentar en el mercado laboral de Nicaragua, debido a la maternidad y su inserción en el sector informal. Por lo tanto, en el presente artículo analiza la brecha salarial de género a través de la estimación de ecuaciones salariales controlando por variables a nivel individual, de hogar, del lado de la oferta, y por características no observables a nivel de individuo; a través de la estimación de descomposiciones Blinder-Oaxaca para diferentes submuestras (mujeres-hombres, madres-padres, y madres-padres en el sector informal), con el fin de identificar la brecha salarial después de resolver por la potencial amenaza de auto-selección de la muestra.

Al estimar los modelos antes explicados, se encontró evidencia de la existencia de una brecha salarial de género entre hombres y mujeres cercana al 19 por ciento, y que ésta brecha aumenta al comparar madres y padres en el sector formal. La brecha entre padres y madres en el sector informal resulta ser menor que en el sector formal; sin embargo, este resultado está vinculado a las diferencias en atributos y cualidades como el nivel de educación, la cual desaparece después de controlar por selección de la muestra. Por lo tanto,

la evidencia provista en este artículo favorece a la hipótesis de una triple penalidad. Las mujeres en Nicaragua enfrentan una penalidad adicional por su condición de madre así como por su condición de informalidad y por ser mujeres.

Adicionalmente, se investiga la posible naturaleza de dicha brecha de género al proveer evidencia de una de las explicaciones potenciales, la creencia que las mujeres, y especialmente las madres, prefieren trabajos flexibles antes de trabajos tiempo completo para así poder dedicar tiempo a las tareas del hogar. Se analizan patrones de movilidad laboral para hombres, mujeres, padres y madres, enfocado en identificar diferencias en su permanencia en empleos formales o, equivalentemente, transiciones hacia empleos flexibles. Al usar matrices de transiciones condicionales, se encuentra que las tasas de permanencia en empleos formales es mayor para madres comparado con hombres y padres. De igual forma, las transiciones fuera de inactividad y desempleo hacia la actividad en la fuerza laboral son mayores para madres en comparación con mujeres sin hijos, y hombres y/o padres. Las mujeres incrementan sus probabilidad de entrar en trabajos informales cuando se convierten en madres.

El resto del artículo está estructurado de la siguiente manera. La sección 2 ofrece una revisión de la literatura existente sobre la brecha salarial de género, su medición y los factores determinantes. En la sección 3, se explican los aspectos metodológicos utilizados en el estudio. En la sección 4 se presentan los principales resultados de las estimaciones, y la última sección (5) incorpora las conclusiones del estudio.

2. Brecha salarial de género

La brecha salarial de género se refiere a las diferencias sistemáticas que hombres y mujeres, idénticos en cuanto a su capacidad productiva, enfrentan en el mercado laboral debido a características no productivas. Estas diferencias aparecen en los porcentajes de hombres y mujeres en la fuerza laboral, los tipos de ocupaciones que eligen, y la diferencia en las remuneraciones (Goldin 2008).

La diferencia salarial total entre hombres y mujeres se puede descomponer en una parte explicada por las características productivas y un componente residual inexplicable. El papel de las diferencias de género en este residuo inexplicable es a menudo denominado efecto de discriminación. La investi-

gación empírica sobre las brechas salariales de género se ha centrado tradicionalmente en el rol de los factores específicos de género, en particular las diferencias en las calificaciones y las diferencias en el trato a trabajadores masculinos y femeninos igualmente calificados (Blau & Kahn 1992, Weichselbaumer & Winter-Ebmer 2005).

El análisis económico de la discriminación se remonta al trabajo inicial sobre la economía de la discriminación de Becker (1985). La teoría de Becker sobre la discriminación en el mercado laboral se basa en el concepto de discriminación basada en el gusto. Aplicado a las diferencias de género, este concepto se refiere a la noción de prejuicio de género y resultados económicos. Becker monetiza este prejuicio y determina sus diferentes fuentes, clasificadas como discriminación del empleador, discriminación del empleado y discriminación del cliente (Borjas 2016).

Además, o incluso en ausencia de discriminación basada en prejuicios, las diferencias en las habilidades o la productividad son atribuidas a diferentes géneros por parte del empleador. Los empleadores tienen información imperfecta sobre la productividad individual y solo conocen la productividad promedio a nivel de grupo, por ejemplo, las mujeres. Así, la productividad asumida para un trabajador por parte del empleado da lugar a diferencias inexplicables. La noción de esta teoría se basa en el trabajo inicial de Arrow (1973) y Phelps (1972) y es conocida como discriminación estadística (Altonji & Blank 1999).

La brecha salarial de género, y los factores que la determinan, han estado sujetos a cambios constantes a lo largo del tiempo, a un ritmo similar al que cambia el mercado laboral. Hasta la fecha, los factores tradicionales como la afiliación sindical, la raza, el estatus migratorio o la religión, y especialmente las variables relacionadas con el capital humano, como nivel educativo y la experiencia, explican muy poco las diferencias de ingreso entre hombres y mujeres (Blau & Kahn 2017, Weichselbaumer & Winter-Ebmer 2005). Recientemente, la literatura ha analizado cada vez más otros factores debido a nuevos fenómenos observados en el mercado laboral, o a las mejoras en los métodos para estudiar las contribuciones de estos factores a las diferencias salariales.

A lo largo de las mejoras del siglo pasado, la brecha de género en el acceso a la educación casi ha desaparecido y, a su vez, el nivel de educación incluso se ha revertido en países desarrollados y en vías de desarrollo (Becker et al. 2010,

Gaddis & Klasen 2013, Goldin 2006). Esta tendencia también se observa en el caso del nivel de experiencia en el mercado laboral. En los Estados Unidos, en el 2011, las mujeres tenían un tres por ciento más de probabilidad de obtener un título avanzado que los hombres, y los años de experiencia a tiempo completo de los hombres (17.8 años) eran sólo 1.4 años más altos que los de las mujeres (Blau & Kahn 2017). Así, en lugar de explicar las diferencias salariales, el nivel de educación y la experiencia, actualmente representan más bien un factor reductor de dicha brecha.

2.1. Interrupciones del mercado laboral

Las diferencias en la permanencia en el mercado laboral han estado en el centro del debate como posibles factores determinantes de la brecha salarial de género (Mincer & Polachek 1974). Las interrupciones en el mercado laboral de las mujeres, principalmente debido a la formación de una familia, todavía contribuyen significativamente a las diferencias salariales entre hombres y mujeres (World Bank 2012). Por ejemplo, Goldin (2014) encontró que las interrupciones laborales para las profesionales con maestrías en negocios y finanzas en los Estados Unidos, contribuyen hasta un 30 por ciento de la brecha de género en los ingresos.

Aunque la familia a lo largo del tiempo ha cambiado su estructura y funcionamiento, aún se observan diferencias entre países y regiones derivadas, principalmente, de las instituciones formales e informales que prevalecen en sus países. En Argentina, Brasil, Ghana, México, Serbia, y Tailandia, las diferencias entre hombres y mujeres en el uso del tiempo para el trabajo reproductivo afectan negativamente su probabilidad de transitar hacia “buenos trabajos”, y aumentan sus probabilidades de estar en el sector informal de trabajadores autónomos o la fuerza laboral inactiva (Bosch & Maloney 2010).

La magnitud de la contribución de las interrupciones laborales depende de su duración y cómo son cuantificadas. La evidencia empírica soporta la hipótesis de heterogeneidad en el impacto de interrupciones en los salarios de las mujeres dependiendo de su duración. Interrupciones cortas están generalmente asociadas con impactos positivos, mientras que interrupciones largas con efectos negativos (Blau & Kahn 2000, Ruhm 1998, Waldfogel 1998). No obstante, la mayor parte de la literatura empírica se encuentra con el problema de la carencia de una forma adecuada de medir las interrupciones laborales y su duración, lo que conduce a utilizar sustitutos imperfectos. Nordman et al. (2016) exploraron una nueva base de datos de Madagascar

que les permitió comparar la contribución de la experiencia real y potencial (*proxy*) a la brecha salarial de género, proporcionando evidencia que el uso de *proxies* como experiencia laboral subestima la contribución de las interrupciones del trabajo a las diferencias salariales de género.

La experiencia adquirida en el trabajo tiene una contribución significativa a la brecha de ingresos entre hombres y mujeres a lo largo de sus carreras profesionales (Kleven et al. 2019). Dichas diferencias presentan magnitudes heterogéneas entre regiones, representando desde un 1 por ciento de los determinantes del salario para las mujeres en Europa, hasta un 10 por ciento en los países en desarrollo (Weichselbaumer & Winter-Ebmer 2005).

2.2. Penalidad por maternidad

Además del impacto de la permanencia en el mercado laboral, los roles de género y las decisiones sobre la formación de la familia pueden afectar los salarios relativos de las mujeres (Blau & Kahn 2017). Este fenómeno se denominó inicialmente como brecha familiar, y representa la diferencia salarial entre mujeres con hijos y mujeres sin hijos (Waldfogel 1998). Actualmente, es más conocido en la literatura como la penalidad de maternidad.

Budig & England (2001) utilizan un modelo de efectos fijos para Estados Unidos, con la finalidad de medir la magnitud de la penalidad de maternidad, donde obtuvieron resultados que muestran una penalización salarial del 7 por ciento por hijo. También encontraron que la penalidad es mayor para las mujeres casadas que para las solteras, y que las mujeres con (más) hijos tienen menos años de experiencia laboral. Así mismo, observaron que, después de controlar por experiencia, se mantiene la penalidad a un nivel cercano al 5 por ciento por hijo.

Utilizando datos de siete países con diferentes estados de bienestar, Sigle-Rushton & Waldfogel (2007) encontraron que las brechas en el ingreso familiar son menores en los países nórdicos en comparación con los angloamericanos y, a su vez, ambas menores que la observadas en los países de Europa continental. Concluyendo, por lo tanto, que el efecto de la maternidad difiere según el estado de bienestar.

Kleven et al. (2019) utilizan datos daneses y encuentran que la llegada de un niño crea una brecha de género en los ingresos de alrededor del 20 por ciento, causada principalmente por interrupciones del trabajo, horas de tra-

bajo y niveles de remuneración, y que estas afecta a las madres, pero no a los padres. Las brechas de género una vez ocurren son muy estables en el tiempo y las mujeres no muestran signos de recuperación en el mercado laboral incluso diez años después del primer hijo. [Kleven et al. \(2019\)](#) también encontraron que la penalidad por cada hijo se transmite de generación en generación, a las hijas y no a los hijos, a través de la influencia que el entorno tiene en la formación de preferencias de las niñas sobre la familia y la carrera.

Estimar y establecer un efecto causal de la pena de maternidad sigue siendo controversial debido a factores como la auto-selección de las mujeres; es decir, las mujeres con salarios más bajos tienen menores costos de hijos y viceversa. Varios factores surgen de la literatura como una posible explicación de la pena de maternidad, entre ellos, la discriminación de los empleadores y la disyuntiva entre horas de trabajo y salarios más altos o trabajos con horario favorables para las madres ([Budig & England 2001](#)).

La evidencia experimental en el ámbito de discriminación ha tenido como objetivo evaluar la existencia de tal discriminación y sus posibles determinantes. [Correll et al. \(2007\)](#) llevaron a cabo un experimento de laboratorio en el que se evaluaron los currículums de solicitantes de empleo del mismo sexo igualmente calificados, que sólo se diferenciaban por su estado parental. Los autores observaron que la recomendación salarial fue menor para madres, mientras que los padres no fueron penalizados. Además, [Benard & Correll \(2010\)](#) examinaron si las madres enfrentan discriminación al momento de ser evaluadas en el mercado laboral, aún después de brindar evidencia indiscutible que son competentes y están comprometidas con el trabajo remunerado. Sus resultados sugieren que las mujeres evaluadoras aplican “discriminación normativa”, encontrando a las madres menos cálidas, menos agradables y más hostiles interpersonalmente, comparado con las trabajadoras similares que no son madres. Al contrario, [Williams & Ceci \(2015\)](#) no encontraron evidencia de discriminación en el mercado académico y concluyeron que la discriminación hacia las madres podría resultar de discriminación estadística debido a la percepción de los empleadores de las diferencias de productividad entre madres y no madres.

Las diferencias de género en el uso del tiempo, particularmente en actividades no remuneradas, impactan en los resultados que las mujeres obtienen en el mercado laboral de varias maneras ([Becker 1985](#), [Blau & Kahn 2017](#)). Por ejemplo, las largas horas que las mujeres casadas o las madres dedican a actividades reproductivas podrían reducir el esfuerzo que dedican a sus trabajos

en el mercado. En esa misma línea, [Hersch & Stratton \(2002\)](#) encuentran que las tareas domésticas, especialmente las tareas de rutina diaria como cocinar y limpiar, perjudican los salarios independientemente del estado civil en los Estados Unidos. Además, los autores proporcionan evidencia que el control del tiempo de trabajo doméstico aumenta el componente explicado de la brecha salarial de género en 14 puntos porcentuales. Por otro lado, [Cha & Weeden \(2014\)](#) examinan el papel de un aumento en la prevalencia de largas horas de trabajo y la brecha salarial de género durante el período 1979-2009 en Estados Unidos, encontrando que la diferencia en las horas trabajadas aumentó la brecha salarial de género en aproximadamente un 10 por ciento del cambio total durante este período.

2.3. Informalidad

Los mercados laborales de los países en desarrollo se caracterizan por altos niveles de informalidad. Por ejemplo, en América Latina, el llamado sector informal comprende una gran proporción (30 a 70 %) de la fuerza laboral ocupada ([Maloney 2004](#)). Los trabajos en el sector informal difieren de los trabajos formales en dimensiones como una protección social, menores ingresos laborales, menores perspectivas de carrera, más flexibilidad y jornadas laborales más cortas ([Berniell et al. 2021](#)). Por ende, las principales conclusiones de la vasta literatura sobre la brecha salarial de género, que se ha centrado principalmente en Estados Unidos y Europa, podría tener diferentes aplicaciones en países con altas tasas de informalidad.

[Tansel \(2001\)](#) utilizó la descomposición de Blinder-Oaxaca para estimar las diferencias salariales entre hombres y mujeres según el diferente estado de cobertura del seguro social en Turquía. En este contexto, el autor concluyó que, en el sector con cobertura de seguridad social, los salarios de los hombres son aproximadamente dos veces más altos que los de las mujeres. Para los trabajadores asalariados fuera de la seguridad social, los salarios de los hombres están casi a la par con los de las mujeres. Estos resultados sugieren una segmentación para los hombres en el sector formal e informal y una discriminación sustancial para las mujeres en el sector privado con cobertura de seguridad social.

De manera similar, [Ruzik & Rokicka \(2010\)](#) analizaron la brecha salarial de género en el sector informal de Polonia utilizando regresiones por cuantiles, en este caso analizando trabajadores formalmente registrados y no registrados, encontrando que la desigualdad de ingresos entre mujeres y hombres

no registrados es más pronunciada en la cola inferior de la distribución de ganancias. En el caso de los empleados formales, la desigualdad en la parte superior de la distribución tiende a ser mayor, lo que confirma la existencia de un techo de cristal. De igual manera proponen que una posible explicación de los resultados es la falta de regulaciones de salario mínimo en el mercado informal y la mayor flexibilidad al momento de negociar y decidir sobre salarios en los cuantiles superiores.

Por el contrario, [Yahmed \(2018\)](#) estudió cómo la desigualdad de género difiere entre trabajadores formales e informales en Brasil, y encontró que la brecha salarial de género es aproximadamente la misma en trabajos informales y trabajos formales. Sin embargo, también encuentra que este resultado es provocado por la diferencia en los procesos de selección masculina y femenina en cada uno de los sectores. Por lo tanto, después de controlar por características observables, la brecha salarial de género ajustada es, en promedio, alrededor del 24 por ciento entre los empleados formales, y alrededor del 20 por ciento entre los empleados informales.

Por último, [Berniell et al. \(2021\)](#) investigan más a fondo el efecto de las diferencias de género por estado de formalización y el efecto de la maternidad para Chile y otros países en desarrollo de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE), encontrando que la maternidad produce una reducción considerable en los ingresos laborales de las madres chilenas y que esta reducción es asociada a una menor participación en la fuerza laboral y una caída en el empleo formal. Asimismo, el estudio encuentra que la penalidad por maternidad en Chile es menor que en Estados Unidos, pero es mayor que en Dinamarca.

2.4. Medición

Diferentes métodos han sido desarrollados y utilizados para analizar la discriminación empíricamente. La forma más común de analizar la discriminación basada en el género, es comparar los ingresos masculinos y femeninos manteniendo la productividad constante. Otra manera de hacerlo sería incluir una variable dicotómica que represente el género del individuo en un modelo de regresión salarial únicamente. Sin embargo, el procedimiento estándar para investigar las diferencias en los salarios es mediante el uso de métodos de descomposición ([Fortin et al. 2011](#), [Weichselbaumer & Winter-Ebmer 2005](#)).

Varios métodos de descomposición se han desarrollado desde el trabajo semi-

nal de Oaxaca (1973) y Blinder (1973). Sin embargo, la denominada descomposición Blinder-Oaxaca sigue siendo el enfoque más utilizado a la fecha. Este procedimiento permite descomponer el diferencial salarial entre hombres y mujeres en una parte explicada, debido a diferencias en las características observables, y un residuo inexplicable (Fortin et al. 2011, Weichselbaumer & Winter-Ebmer 2005).

2.5. La brecha salarial de género en Nicaragua

Pocos estudios han analizado la brecha salarial de género en Nicaragua. Weichselbaumer & Winter-Ebmer (2005) realizan un meta-análisis y concluyen que una parte sustancial de la brecha salarial total puede atribuirse a diferencias en el capital humano. Sus hallazgos indican que las mujeres tienen diferencias en características socio-económicas que resultan en una menor productividad comparado a los hombres. Asimismo, Monroy (2008) estima las diferencias brutas en los ingresos de los trabajadores y trabajadoras por ocupación, encontrando una diferencia promedio del 20 por ciento. Adicionalmente, después de estimar las diferencias brutas en los ingresos por estatus de formalización, encuentra que la brecha en el sector informal (18%) es mayor que en el sector formal (7%).

De manera similar, el informe del Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (2014) sobre el mercado laboral nicaragüense, desde una perspectiva de género, utiliza descomposiciones de Blinder-Oaxaca y encuentra que el ingreso mensual de los hombres es mayor que el de las mujeres en más del 30 por ciento, tanto para las áreas rurales como urbanas. No obstante, la magnitud de coeficientes encontrados podría atribuirse a problemas de auto-selección. Recientemente, Herrera et al. (2019) analizan la brecha salarial de género en los países de Centroamérica encontrando que Nicaragua tiene la brecha más alta del istmo, ubicándose entre 12 y 22 por ciento, donde la razón principal de la misma es la segregación ocupacional. Los autores atribuyen la presencia de dicha brecha a las normas sociales y culturales que reflejan el predominio de normas de género patriarcales, así como reflejan un alto nivel de discriminación existente en el país.

El presente artículo contribuye a la literatura sobre la brecha salarial de género en Nicaragua, mediante la implementación de técnicas econométricas mejoradas aplicadas a un conjunto de datos de panel para estimar las diferencias salariales controlando por características individuales observables y no observables, variables a nivel de hogar, y posibles problemas de

auto-selección. Además, la característica del panel de la encuesta permite el estudio de las interrupciones laborales en los salarios y el análisis de los potenciales canales de la penalización por maternidad; en particular, la probable selección de madres en trabajos más flexibles o informales. Por último, al analizar la brecha salarial de género después de resolver la auto-selección podría proveer evidencia sobre el efecto particular de permisos de maternidad con costos compartidos al comparar los sectores formales e informales. Esta política tiene el potencial de inducir prejuicios y discriminación por parte de los empleadores, y, por ende, el estudio de sus implicaciones es del interés de los hacedores de política.

3. Aspectos Metodológicos

3.1. Datos

Se utilizan los datos de la Encuesta Continua de Hogares (ECH) para estimar los modelos descritos en este estudio. La ECH recopila trimestralmente información sobre las condiciones socio-económicas y del mercado laboral, con un panel rotativo en más de siete mil hogares enfocados en la fuerza laboral activa. Es representativa a nivel rural y urbano, y proporciona suficiente información sobre trabajadores formales e informales.

La fuente principal de información de las siguientes estimaciones son las bases de datos de los cuatro trimestres de 2012. La unidad de análisis aplicada son los individuos pertenecientes a la fuerza laboral, las cuales son personas en edades entre 14 y 65 años (80,863 observaciones). El intervalo de edad ha sido definido de acuerdo a la edad mínima utilizada a nivel nacional para definir la fuerza laboral por parte del Banco Central de Nicaragua y del Instituto Nacional de Información de Desarrollo INIDE ([Banco Central de Nicaragua 2009](#)).

La principal variable de análisis es salario, el cual se refiere a todos los ingresos laborales de las ocupaciones primarias y secundarias. La encuesta no incluye información directa sobre las madres. Por lo tanto, se ha definido como madre a una mujer que es pareja del jefe de familia, o que es la jefa de familia cuando hay hijos en el hogar. Las interrupciones de trabajo se codifican utilizando las características del panel. Es decir, una variable dicótoma para interrupciones laborales que toma el valor de uno cuando un individuo en el trimestre anterior de la encuesta estaba desempleado, fuera de la fuerza laboral o inactivo, y en el trimestre actual ha cambiado a otro

tipo de situación laboral.

El estado laboral ha sido analizado de acuerdo con la XIX Conferencia Internacional de Estadísticos del Trabajo (CIET) (OIT 2013). La informalidad y la clasificación de cada uno de los estados laborales se han medido según la 17^a CIET (OIT 2013). La clasificación de la industria se ha elaborado utilizando las Naciones Unidas (2008) y la OCDE (Elias 1997).

Las principales estimaciones tienen como objetivo proporcionar evidencia sobre la existencia de una brecha salarial de género en Nicaragua, así como resaltar sus magnitudes y posibles factores asociados con la misma. Dichas estimaciones son: (i) determinantes de los salarios mensuales y (ii) una descomposición Blinder-Oaxaca. Ambas estimaciones también analizan las diferencias de género para diferentes estatus de formalización. Además, para estudiar una de las potenciales causas de la penalidad de maternidad, mujeres optando por “trabajos flexibles”, (iii) también se estiman matrices de transición que siguen un proceso de Markov, para proporcionar evidencia sobre la movilidad laboral de mujeres y madres.

3.2. Mercado de trabajo en Nicaragua

La muestra total de la encuesta se divide en 49 por ciento de hombres y 51 por ciento de mujeres. Entre los hombres de la encuesta, el 63 por ciento pertenece a la población en edad de trabajar y entre las mujeres, ésta proporción representa el 65 por ciento. La población ocupada, siguiendo la definición de la 19 CIET, asciende al 90 por ciento de los hombres, y al 71 por ciento de las mujeres en la población en edad de trabajar. A pesar de las diferencias en la participación, las tasas de informalidad entre ambos grupos son similares, 80 por ciento para hombres y 81 por ciento para mujeres. De manera similar, la proporción de la población que vive en el sector rural representa el 44 por ciento de los hombres y el 41 por ciento de las mujeres.

En promedio, el ingreso mensual observado para los hombres es de 3,346 córdobas, lo que representa alrededor de US\$142 utilizando tipo de cambio al momento de la encuesta. Para las mujeres, el ingreso promedio es de 2,824 en moneda local, lo que corresponde a US\$120. Por tanto, los ingresos de las mujeres representan el 84 por ciento de los ingresos de los hombres sin controlar por otras variables como educación, experiencia, entre otras. Sin embargo, el promedio de horas que trabaja una mujer (30 horas) representa el 75 por ciento del promedio de horas trabajadas por un hombre (41 horas).

Hombres y mujeres presentan niveles similares de escolaridad en cuanto a la finalización de los grados de primaria, secundaria y superior. La proporción de hombres sin educación formal es del 24 por ciento en comparación con el 23 por ciento de las mujeres. Asimismo, el 11 por ciento de los hombres completó la escuela primaria en comparación con el 10 por ciento de las mujeres. Por el contrario, el 8 por ciento de las mujeres completó la escuela secundaria en comparación con el 7 por ciento de los hombres; y el 10 por ciento de las mujeres logró un título avanzado en comparación con el 9 por ciento de los hombres.

En términos de segregación ocupacional, las principales diferencias se observan en la industria agrícola y pesquera, donde el 45 por ciento de los hombres están empleados en comparación con solo el 21 por ciento de las mujeres. De manera similar, el sector de la construcción emplea al siete por ciento de la fuerza laboral masculina y solo al uno por ciento de la fuerza laboral femenina. En contraste, la industria del comercio, hoteles y restaurantes emplea al 38 por ciento de la fuerza laboral femenina y sólo al 19 por ciento de la fuerza laboral masculina. Además, la industria de la educación, la salud y la protección social contrata al 15 por ciento de la fuerza laboral femenina y al 6 por ciento de la masculina.

Además, los datos de la encuesta muestran a nivel del sector macroeconómico que aproximadamente el 66 por ciento de las mujeres se insertan en el sector terciario, especialmente en el comercio, ventas y servicios personales, y generalmente como trabajadoras por cuenta propia, mientras que este sector sólo emplea al 38 por ciento de la fuerza laboral masculina. Por el contrario, el sector primario contiene el 45 por ciento de la fuerza laboral masculina y el 21 por ciento de la fuerza laboral femenina. El sector secundario muestra una participación más equilibrada, empleando al 17 por ciento de los hombres y al 13 por ciento de las mujeres en la fuerza laboral.

3.3. Método

La primera estimación es un modelo de mínimos cuadrados ordinarios utilizando una muestra que incluye a hombres y mujeres con la intención de proporcionar evidencia inicial del impacto del género en la determinación de los salarios, seguida de modelos separados para hombres y mujeres. Las ecuaciones salariales incluyen variables individuales, del hogar y del lado de

la oferta; y se expresan de la siguiente manera:

$$\text{Ln } W_{it} = \beta_0 + \beta_1 X'_{it} + \beta_2 X'_{ht} + \beta_3 X'_{st} + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

donde $\text{Ln } W_{it}$ representa el logaritmo del salario para individuo i en tiempo t . El conjunto principal de variables de control incluye variables a nivel individual y del hogar. El vector de covariables X'_{it} , toma en cuenta la situación laboral de acuerdo con la clasificación de la OIT, edad, edad al cuadrado, área de residencia, estado civil, nivel educativo, industria, indicador de madre, indicador de padre, indicador de interrupción del trabajo, y un variable dicótoma para quienes están actualmente estudiando o en capacitación. A nivel de hogar, el vector de covariables, X'_{ht} , incluye los siguientes controles: número de hijos y un indicador si el hogar recibe remesas, pensión o es beneficiario de programas de escuelas públicas, así como el tamaño del hogar. Por último, el vector X'_{st} representa variables para los estratos económicos identificados en el marco muestral y para cada uno de los trimestres de la encuesta, para controlar por características socio-económicas o posibles choques idiosincrásicos en el área de residencia o en el tiempo (trimestres).

Posteriormente, se estiman las mismas ecuaciones salariales utilizando efectos fijos individuales con el objetivo de controlar por el sesgo inducido por variables no observadas, a nivel del individuo, como lo es la diferencia en habilidades de los trabajadores que podría sesgar las estimaciones anteriores (Angrist & Pischke 2008). Las ecuaciones salariales con efectos fijos están estimadas usando la siguiente especificación:

$$\text{Ln } W_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \beta_0 X'_{it} + \beta_1 X'_{ht} + \beta_2 X'_{st} + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

donde α_i representa efectos fijos de individuos y γ_t efectos fijos de tiempo.

Las estimaciones de las brechas salariales de género se realizan siguiendo el trabajo de Blinder (1973) y Oaxaca (1973) quienes propusieron un procedimiento de descomposición que divide el diferencial salarial entre dos grupos, una parte que se “explica” por las diferencias grupales en las características de productividad, tales como educación, y una parte residual que no puede explicarse por tales diferencias en los determinantes salariales. Esta parte “inexplicable” se utiliza a menudo como una medida de discriminación, pero también incluye los efectos de las diferencias de grupo en predictores no observados (Jann 2008).

Con base en las ecuaciones salariales iniciales, la descomposición de Blinder-Oaxaca se puede expresar de la siguiente manera:

$$\overline{W}_m - \overline{W}_f = (\overline{X}_m - \overline{W}_f)\hat{\beta}_m + (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f)\overline{X}_f = E + U, \quad (3)$$

donde $\overline{W}_m - \overline{W}_f$ denota el logaritmo medio de los salarios y las características de control para cada grupo. Esta diferencia equivale a dos términos, un primer término que representa el efecto de diferentes características productivas $(\overline{X}_m - \overline{W}_f)\hat{\beta}_m$, y el segundo término representa el residual no explicado $(\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f)\overline{X}_f$, las diferencias en los coeficientes estimados para ambos grupos se denomina generalmente efecto de discriminación (Weichselbaumer & Winter-Ebmer 2005).

La descomposición inicial del salario se presenta para una muestra combinada de individuos que analizan a los hombres y mujeres con características similares, seguida de un análisis de descomposición por paternidad y estatus de formalización. Estos modelos pretenden proporcionar estimaciones brutas del diferencial salarial y sus componentes. No obstante, los salarios sólo se observan para las personas que participan en la fuerza laboral, lo que genera posibles problemas de auto-selección. Por lo tanto, para controlar este problema, se usan los procedimientos de corrección de selección de muestras propuestos por Heckman (1979). Este procedimiento implicó la modelización de la participación laboral en función de la edad, el estado civil y el número de hijos.

Para investigar la probabilidad de transitar entre diferentes estatus laborales, el estatus flexible y no flexible (aproximados como empleos formales e informales), se estimaron matrices de transición intertrimestrales que brindan una impresión general de los patrones de movilidad laboral por género y estatus parental. Las matrices de transición laboral estimadas siguen un proceso estocástico discreto conocido como cadena de Márkov (Nichols 2014). Las matrices de transición se pueden describir de la siguiente manera:

$$s_{t+1} = M_1 s_t \quad (4)$$

donde M_1 representa una matriz Markov que describe la probabilidad de los individuos i de estar en una fila particular de la matriz (estado laboral) en el tiempo $t + 1$. Asimismo, las probabilidades en la matriz Markov se determinan de la siguiente manera:

$$p_i(t, t + 1) = Pr(s_{t+1} | s_t) \quad (5)$$

donde $p_i(t, t + 1)$ representa la probabilidad condicional de encontrar a un individuo i en un estado laboral s en el tiempo $t + 1$, dado el estado laboral del individuo en t . La suma de los elementos en cada fila de la matriz de transición es igual a 1, mientras que la diagonal representa la permanencia en el estado laboral original, lo que ayuda a ilustrar aquellos estados laborales con mayor persistencia.

Las matrices de transición se estiman con datos de los cuatro trimestres de 2012 para lo cual se aplicaron métodos para rectangularizar los datos con el fin de obtener matrices de transiciones de Markov. Para estas matrices, se consideraron seis clasificaciones de situación laboral: trabajadores formales asalariados, trabajadores informales, autónomos/trabajadores por cuenta propia, autónomos informales/trabajadores por cuenta propia informal, desempleados y fuera de la fuerza laboral o población inactiva¹.

4. Evidencia de una brecha salarial de género

4.1. Determinantes de los salarios

Para inspeccionar el impacto del género en la determinación del salario y la posible discriminación basada en el género, se estiman ecuaciones salariales inicialmente utilizando la muestra combinada de hombres y mujeres, y luego, realizando una estimación de los determinantes salariales por género usando efectos fijos.

La Tabla 1 presenta resultados de las ecuaciones (1) y (2). De manera general, ser mujer reduce el ingreso laboral neto promedio en aproximadamente un 20 por ciento. Además, estar casado/a tiene un efecto positivo y significativo en los ingresos de alrededor del 8 por ciento. La *dummy* para madre no es estadísticamente significativa, mientras que ser padre tiene un efecto significativo y positivo de alrededor del 8 por ciento en los ingresos laborales. Además, haber estado desempleado, fuera de la fuerza laboral o inactivo en el trimestre anterior, tiene un efecto significativo y negativo en los ingresos, reduciéndolos en aproximadamente un 30 por ciento.

Las columnas (2) y (3) presentan las especificaciones por submuestra de la ecuación (1). En este caso, se encuentra que el indicador de casado/a sólo es significativo para los hombres, lo que aumenta sus ingresos laborales, pero

¹Fuera de la fuerza laboral y población inactiva fueron combinados debido al pequeño tamaño de la muestra de población inactiva.

no se observa lo mismo para el caso de las mujeres. Además, la variable *dummy* de padre siguió siendo significativa y se asoció positivamente con los ingresos, mientras que la *dummy* de la madre se volvió insignificante.

TABLA 1: Ecuaciones de Mincer

Variables	Variable dependiente: logaritmo del salario					
	MCO Agrupado			Efectos Fijos		
	Total	Mujeres	Hombres	Total	Mujeres	Hombres
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Mujer	-0.198*** (0.011)					
Madre	-0.005 (0.015)	-0.003 (0.016)		-0.104 (0.082)	-0.145** (0.074)	
Casado/a	0.078*** (0.010)	0.010 (0.017)	0.119*** (0.013)			
Cantidad de hijos/as	0.007 (0.005)	0.017** (0.008)	-0.002 (0.007)	-0.018 (0.022)	0.004 (0.031)	-0.023 (0.029)
Padre	0.077*** (0.013)		0.082*** (0.014)	0.038 (0.075)		0.046 (0.082)
Interrupción laboral	-0.298*** (0.030)	-0.285*** (0.042)	-0.267*** (0.043)	-0.068* (0.036)	-0.255*** (0.050)	0.043 (0.050)
Observations	28188	10528	17660	28188	10528	17660
R^2	0.419	0.482	0.395	0.052	0.048	0.068
Controles del individuo	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Controles del hogar	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Controles de oferta	Si	Si	Si	Si	Si	Si

Nota:—Columnas (2), (3), y (5), (6) presentan estimaciones para una submuestra de mujeres y hombres respectivamente. Los controles a nivel del individuo incluyen situación laboral, edad, edad al cuadrado, área de residencia, estado civil, nivel educativo, industria, e indicadores si el individuo se encuentra actualmente estudiando o en capacitación. Los controles a nivel del hogar incluyen número de hijos, un indicador si el hogar que recibe remesas, pensión y/o beneficiario de programas de escuelas públicas, y tamaño del hogar. Controles de oferta incluyen variables para los estratos económicos del individuo. Incluye efectos fijos por trimestre e industria. Errores estándar robustos entre paréntesis. Significancia al 1 por ciento, al 5 por ciento, y al 10 por ciento son representadas por ***, **, y *, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

No obstante, el modelo de efectos fijos por submuestra de mujeres presentados en las columnas (5) muestra que los cambios en la maternidad, es decir, convertirse en madre, tiene un efecto significativo y negativo en los ingresos, representando una reducción de alrededor del 15 por ciento. Por el contrario, ser padre no tiene un impacto significativo en el ingreso (columna 6). Por último, la interrupción en la permanencia en la fuerza laboral tiene un efecto significativo y negativo sólo para las mujeres, lo que implica, en promedio, una reducción del 26 por ciento de los ingresos de las mujeres cuando están

fuera de la fuerza laboral, desempleadas o inactivas en el trimestre anterior.

4.2. Descomposiciones Blinder-Oaxaca

Los métodos de descomposición son útiles para investigar más a fondo las diferencias en los salarios. El método Blinder-Oaxaca permite descomponer las diferencias salariales entre hombres y mujeres en una parte explicada por diferencias de características observables y una parte residual no explicada. El efecto de diferentes características productivas se denomina efecto dotación, y el residuo inexplicable, las diferencias en los coeficientes estimados para ambos grupos, a menudo se denomina “efecto de discriminación” (Weichselbaumer & Winter-Ebmer 2005).

En la estimación de la descomposición Blinder-Oaxaca, no se puede controlar algunas posibles violaciones al método. Por ejemplo, diferencias en la medición de productividad; los empleadores pueden tener una forma diferente de evaluar la productividad que la implementada en el modelo a través características observadas. Por otro lado, las características observadas incluidas en el modelo también podrían verse afectadas por la “discriminación” y no se ajustan las estimaciones para esta posible amenaza. Asimismo, se controla los problemas de auto-selección en la fuerza laboral usando la corrección de dos pasos de Heckman, mientras se modela la participación en la fuerza laboral en función de la edad, el estado civil y el número de hijos. Sin embargo, este enfoque sólo aborda cuestiones de selección de muestras impulsadas por las características observadas.

Para investigar la posible triple penalización de género, maternidad e informalidad, se realizan descomposiciones Blinder-Oaxaca con y sin corrección de Heckman para tres submuestras diferentes. Primero, una muestra que incluye a todos los hombres y mujeres. Segundo, una muestra que incluye sólo a madres y a los padres. Por último, una muestra que incluye sólo a las madres y los padres del sector informal. Las características observadas controladas en los modelos son las mismas: edad, nivel educativo e industria. El foco principal no está en las magnitudes de las brechas, sino en la dirección y la significancia estadística del efecto que la paternidad y la informalidad tienen sobre las diferencias salariales. Varios problemas potenciales, como el error de medición de salarios, podrían generar conclusiones engañosas sobre el tamaño de la brecha si se analizara la magnitud de la penalidad. Sin embargo, se asume que no existe diferencias sistemáticas en la medición de salarios entre las diferentes submuestras analizadas.

Para la descomposición sin la corrección de Heckman, se utilizan los salarios en niveles para ver las diferencias brutas. Sin embargo, los modelos definitivos con correcciones de auto-selección se han estimado utilizando el logaritmo de los salarios como variable de resultado.

Como se observa en todas las diferentes especificaciones, existe una diferencia salarial inexplicable. Para toda la muestra de hombres y mujeres en el modelo sin correcciones, la brecha salarial total es de alrededor del 44 por ciento, de las cuales las “dotaciones” de características individuales contribuyen a su reducción. En la muestra de madres y padres, la magnitud de la brecha salarial aumenta en comparación con toda la muestra y las dotaciones no contribuyen más a su reducción, lo que indica una posible penalización sobre la maternidad.

Además, el análisis de descomposición para madres y padres en el sector informal muestra una reducción de la brecha salarial en comparación con la muestra completa de madres y padres. Sin embargo, esta reducción se debe principalmente a un aumento en la contribución de las dotaciones. Por tanto, esto último contribuye a reducir el efecto negativo de estar en el sector informal.

El análisis de descomposición mediante correcciones de selección de muestras para hombres y mujeres arroja resultados similares, con una contribución de las dotaciones que reduce la brecha salarial. En el caso de la muestra de madres y padres, aún se observa una brecha salarial que aumenta con respecto a la brecha salarial de solo mujeres y hombres. A diferencia del modelo sin corrección, dotaciones como el nivel educativo y la industria contribuyen a reducir la brecha salarial entre padres y madres. La Tabla 2 muestra las descomposiciones Blinder-Oaxaca.

Los resultados de la descomposición de la muestra de padres y madres del sector informal, evidencian un aumento de la brecha salarial con respecto a la muestra total y la muestra de padres y madres únicamente. La contribución de las dotaciones impulsa los cambios después de controlar los problemas de selección. Por tanto, la informalidad implica una penalización adicional para las mujeres después de controlar por la participación laboral. La Tabla 2 también muestra un término de interacción que representa a una medida del efecto simultáneo entre las dotaciones y los coeficientes.

Las características observadas generan los cambios en los modelos con y sin corrección por selección de la muestra. Por ejemplo, la presencia de mujeres y madres educadas en el sector informal sesga las estimaciones de la brecha salarial si no se controla la autoselección. Por lo tanto, ser madre y estar en el sector informal representa penalidades adicionales en términos de diferencias salariales en comparación con sus pares masculinos y padres.

TABLA 2: Descomposición Oaxaca-Blinder

Variables	Oaxaca-Blinder			Oaxaca-Blinder corrección Heckman		
	Var. dependiente: salario (córdobas)			Var. dependiente: log. salario		
	Hombre vs. Mujer	Mujeres	Sector Informal Padre vs. Madre	Hombre vs. Mujer	Padre vs. Madre	Sector Informal Padre vs. Madre
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
Hombre/Padre Salario	2891.015*** (28.575)	3876.516*** (57.036)	3128.636*** (56.023)	8.538*** (0.024)	8.621*** (0.113)	8.492*** (0.172)
Mujer/Madre Salario	1625.810*** (17.889)	1840.242*** (30.043)	1992.388*** (40.107)	7.534*** (0.008)	7.501*** (0.013)	7.311*** (0.014)
Diferencias	1265.205*** (33.713)	2036.274*** (64.465)	1136.248*** (68.899)	1.004*** (0.025)	1.120*** (0.113)	1.181*** (0.173)
Dotación	-108.674*** (11.861)	166.591*** (20.463)	-260.019*** (26.069)	-0.163*** (0.007)	-0.058*** (0.009)	0.044*** (0.012)
Coefficientes	1428.659*** (30.997)	1848.279*** (60.112)	1866.017*** (72.934)	1.171*** (0.024)	1.217*** (0.113)	1.351*** (0.175)
Interacción	-54.780*** (6.466)	21.403 (14.762)	-469.750*** (40.659)	-0.004 (0.005)	-0.039*** (0.007)	-0.214*** (0.015)
Observaciones	80863	28159	18015	45908	18159	13114

Nota:— Los errores estándares son reportados en paréntesis. De la columna (1) a la columna (3) la variable dependiente es salario en córdobas. De la columna (4) a la columna (6) la variable dependiente es el logaritmo del salario. Significancia al 1 por ciento, al 5 por ciento, y al 10 por ciento son representadas por ***, **, y *, respectivamente.
Fuente: Elaboración propia.

4.3. Matrices de transición de cadena de Markov

La pregunta que surge es si las mujeres y madres se auto-seleccionan en el sector informal o si es resultado de la falta de trabajos formales. Aunque esta pregunta requiere una investigación más exhaustiva y estrategias de identificación causal avanzadas, se intentó proporcionar información sobre los patrones de movilidad de las mujeres y las madres en comparación con sus pares en diferentes situaciones laborales.

Las probabilidades de transición de las matrices de Markov pretenden aproximar la movilidad y absorción de diferentes estados laborales como la voluntad o el efecto residual de las decisiones del mercado laboral. Por ejemplo, observar una alta movilidad entre las mujeres que inicialmente ingresaron a un trabajo formal pero luego pasaron a un trabajo informal, al desempleo o inactividad, podría indicar la disposición y el deseo de trabajos y horarios más flexibles. Sin embargo, estos resultados no son causales y son simple-

mente el reflejo de los patrones de movilidad de los individuos en la muestra. La Tabla 3 muestra las matrices de transición de la cadena de Markov.

4.3.1. Transiciones por sexo

Las mujeres inicialmente observadas en trabajos informales tienen un 58 por ciento de probabilidad de permanecer en éste estado, un 15 por ciento de convertirse en trabajadoras informales por cuenta propia, y un 16 por ciento de dejar la fuerza laboral. Los hombres presentan patrones similares, pero en lugar de salir de la fuerza laboral, el 25 por ciento pasa de asalariado informal a cuenta propia informal.

Por otro lado, los trabajadores asalariados formales parecen ser un estado absorbente para las mujeres; una vez que ingresan a un trabajo formal, el 91 por ciento de ellas permanece en estos trabajos, sólo el 3 por ciento pasa a trabajos asalariados informales. Los hombres, por el contrario, una vez que ingresan a un puesto asalariado formal, el 6 por ciento de ellos pasa a trabajador asalariado informal y el 89 permanece como formal. De manera similar, el trabajador informal por cuenta propia parece ser un estatus absorbente para hombres y mujeres. El 78 de los hombres y el 77 por ciento de las mujeres que ingresan a esos trabajos permanecen en ellos.

Asimismo, el desempleo y los inactivos o fuera de la fuerza laboral tienen una probabilidad de permanencia similar para hombres y mujeres; sin embargo, el tipo de trabajo a los que transitan posteriormente difiere. La mayoría de los hombres que estaban desempleados o inactivos pasaron a ser trabajadores asalariados informales, mientras que para las mujeres, el 17 por ciento de las desempleadas y el 20 por ciento de las inactivas, pasaron a ser cuentapropista informal. Este resultado podría estar en línea con las diferencias observadas en el sector informal evidenciadas en la descomposición Blinder-Oaxaca.

Cabe destacar que las transiciones laborales, condicional en el sexo, son similares a las encontradas por [Tansel & Ozdemir \(2019\)](#) en Egipto. Las similitudes son más marcadas cuando se analizan las transiciones de las mujeres y su probabilidad de salir de la fuerza laboral independientemente de su estatus laboral previo. Los resultados son también consistentes con los observados por [Bosch & Maloney \(2010\)](#), quienes muestran que las transiciones entre formal asalariado a cuentapropista, son menores en comparación a las transiciones entre informal asalariado y cuentapropista. Asimismo, se observa una asimetría en las transiciones entre asalariado formal a informal

vs asalariado informal a formal, donde dicha asimetría es mayor para el caso de las mujeres, proveyendo sustento a la teoría de colas, la que indica que mujeres trabajadoras informales están a la espera de trabajos formales en la economía.

TABLA 3: Matrices de transición de la cadena de Markov

Clasificación	Asalariado		Cuentapropista		Desempleado	Fuera de la fuerza laboral
	Informal	Formal	Informal	Formal		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Periodo t</i>	<i>Periodo t+1</i>					
<i>Panel A: Hombres</i>						
Trabajador asalariado informal	61.1	4.0	25.3	1.3	4.0	4.3
Trabajador asalariado formal	6.1	88.9	2.2	0.2	2.4	0.2
Trabajador cuentapropista informal	13.6	0.7	78.0	2.7	1.5	3.5
Trabajador cuentapropista formal	14.1	0.8	48.4	25.0	1.6	10.2
Desempleado	32.7	13.0	14.3	1.0	22.9	16.2
Fuera de la fuerza laboral	11.6	0.9	17.3	1.5	6.3	62.5
<i>Panel B: Mujeres</i>						
Trabajador asalariado informal	58.2	4.1	15.4	1.8	4.9	15.6
Trabajador asalariado formal	2.5	91.3	1.8	0.3	2.7	1.3
Trabajador cuentapropista informal	5.6	0.5	76.6	2.8	1.8	12.8
Trabajador cuentapropista formal	5.7	1.6	43.1	13.8	1.6	34.1
Desempleado	17.3	4.5	17.0	1.1	26.1	33.8
Fuera de la fuerza laboral	4.6	0.5	20.1	1.7	4.4	68.7
<i>Panel C: Padres</i>						
Trabajador asalariado informal	63.8	6.2	24.9	0.7	3.6	0.8
Trabajador asalariado formal	5.6	89.7	3.1	0.2	1.1	0.2
Trabajador cuentapropista informal	10.4	1.0	84.0	2.5	1.1	1.0
Trabajador cuentapropista formal	15.8	0.0	55.3	23.7	2.6	2.6
Desempleado	32.4	9.9	31.0	2.8	15.5	8.5
Fuera de la fuerza laboral	10.7	1.0	26.2	2.9	6.8	52.4
<i>Panel D: Madres</i>						
Trabajador asalariado informal	59.1	3.7	19.2	2.3	3.6	12.2
Trabajador asalariado formal	2.6	90.8	2.9	0.0	2.0	1.8
Trabajador cuentapropista informal	5.6	0.3	79.4	2.8	1.0	11.0
Trabajador cuentapropista formal	9.3	2.8	46.3	12.0	1.9	27.8
Desempleado	22.8	2.1	21.4	2.1	22.8	29.0
Fuera de la fuerza laboral	4.8	0.3	26.9	2.2	3.5	62.2

Nota:— Cada fila suma en total a 100. Por lo cual, cada estimación es el porcentaje de individuos que cae en su respectiva clasificación de ocupación.

Fuente: Elaboración propia.

4.3.2. Transiciones por maternidad/paternidad

Para las madres, se observan patrones similares en el estatus formal asalariado, el 91 por ciento de las madres inicialmente observadas en este tipo de trabajo permanecieron en el trabajo asalariado formal. En el caso de las trabajadoras asalariadas informales, el 19 por ciento pasó a ser cuentapropista informal y sólo el 16 por ciento pasó a estar desempleada o inactiva, cifra menor que el 21 por ciento observado para toda la muestra.

Curiosamente, la probabilidad de permanecer desempleadas o inactivas se reduce para las madres en comparación con las mujeres no madres, con un aumento en las transiciones hacia asalariadas informales, pero principalmente hacia trabajadoras informales por cuenta propia. Los padres también reducen sus probabilidades de permanecer desempleados o inactivos, aumentando ahora las transiciones hacia trabajadores por cuenta propia.

Los trabajos formales para las mujeres y sobre todo para las madres parecen ser el estado preferido y absorbente. Asimismo, las madres salen del desempleo y la inactividad con mayor frecuencia en comparación con las transiciones de las mujeres al usar toda la muestra. Estos resultados se encuentran en línea con [Bhalotra & Umana-Aponte \(2010\)](#), cuyos hallazgos indican que en América Latina la participación de las mujeres funciona como seguro debido a la carencia o reducción en los ingresos en el hogar, y que a su vez ha conllevado a un aumento substancial del trabajo por cuenta propia dada la falta de empleos asalariados y formales.

5. Conclusiones

Este artículo tiene como objetivo aportar evidencia de la existencia de una brecha salarial de género en Nicaragua, y la triple penalización que podría enfrentar una madre en un país con altos índices de informalidad. La revisión de la literatura más relevante y reciente muestra, por un lado, que los factores tradicionales, especialmente los relacionados con el capital humano, explican muy poco de las brechas de ingresos actuales. Por otro lado, revela que la investigación sobre el impacto de aspectos como la experiencia laboral y la participación en el mercado laboral presentan resultados mixtos según las condiciones del mercado laboral y otras características.

La estimación de ecuaciones salariales permitió identificar el efecto del género sobre los ingresos y variables adicionales que tienen roles esenciales en la determinación de los salarios de mujeres y hombres en Nicaragua. Si bien la paternidad y el matrimonio tienen un impacto positivo en los ingresos de los hombres, la evidencia provista indica que la maternidad y el matrimonio probablemente tienen efectos adversos en los salarios de las mujeres. El número de hijos no afectó la penalidad por maternidad; por lo tanto, se podría sospechar que los efectos en los ingresos comienzan desde el primer hijo y se mantienen constantes independientemente del número de hijos. Del mismo modo, las interrupciones del trabajo en el trimestre anterior parecen

tener un impacto negativo en los salarios de las mujeres y no para los hombres.

La evidencia presentada sugiere la presencia de una brecha salarial de género, incluso después de corregir la auto-selección en la fuerza laboral. Las estimaciones de descomposición en diferentes submuestras, en este caso entre hombres y mujeres en su conjunto y luego entre padres y madres, indican un aumento en la brecha salarial dada la condición de paternidad/maternidad. De esta forma la evidencia presentada apunta a la existencia de una penalización por maternidad, que aumenta la brecha que enfrentan las mujeres durante su vida laboral en comparación con hombres, y mujeres sin hijos.

Las descomposiciones de Blinder-Oaxaca corregidas por auto-selección proporcionaron evidencia del impacto de la informalidad. Los resultados sugieren una penalización adicional impuesta por el sector informal que contrapesa las características de capital humano de las madres que participan en el sector informal.

El análisis presentado por las matrices de transición sugiere que los trabajos asalariados formales son un estado deseable y absorbente para mujeres y madres. Las mujeres y las madres presentaron probabilidades de permanencia incluso más altas que los hombres y más movilidad fuera del desempleo y la inactividad. Indicando, por ende, que los trabajos informales o más flexibles no son más deseados por las mujeres y las madres, sino que son el resultado de la falta de mejores trabajos en el mercado laboral. Sin embargo, también se reconoce la necesidad de proveer pruebas adicionales, con énfasis en causalidad, para respaldar dicha afirmación.

Aunque este estudio no tuvo como objetivo analizar la naturaleza de la discriminación a la cual se enfrentan las mujeres, dadas las características del mercado laboral y la movilidad del mercado laboral, es probable que la discriminación estadística esté presente en este contexto. Por lo tanto, en un posible escenario de comportamiento discriminatorio, legislación de protección del empleo contra la discriminación de género podría desempeñar un papel fundamental en la reducción de la persistencia de la brecha salarial de género. Un paso importante sería mejorar el marco legal con una revisión amplia y participativa de la legislación exitosa implementada en países con condiciones similares. Entre esta legislación, es meritorio un énfasis particular en permisos por maternidad y paternidad, su carga para el sector privado y sus efectos sobre las decisiones laborales y la vinculación de las

mujeres al mercado laboral. Sin embargo, se necesitan más investigaciones para identificar las fuentes de discriminación e informar a los responsables de la formulación de políticas.

Finalmente, con respecto a un posible sesgo de género causado por las decisiones de asignación de tiempo para el trabajo reproductivo, las políticas familiares adecuadas, como el cuidado de los hijos y la licencia parental, son fundamentales para contrarrestar las desventajas de las mujeres en el mercado formal. Las mejoras cualitativas en la oferta de cuidado infantil y la extensión y los permisos por maternidad y paternidad para los padres constituyen opciones potenciales para reducir las desventajas de las mujeres y así evitar discriminación laboral.

Referencias

- Altonji, J. G. & Blank, R. M. (1999), Race and gender in the labor market, in 'Handbook of Labor Economics', Elsevier, pp. 3143–3259.
- Angrist, J. D. & Pischke, J.-S. (2008), *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*, Princeton University Press.
- Arrow, K. J. (1973), The theory of discrimination, in 'Discrimination in Labor Markets', Princeton University Press, pp. 1–33.
- Banco Central de Nicaragua (2009), *50 Años de Estadísticas Macroeconómicas 1960-2009*, Banco Central de Nicaragua, Managua.
- Becker, G. S. (1985), 'Human capital, effort, and the sexual division of labor', *Journal of Labor Economics* **3**(1, Part 2), S33–S58.
- Becker, G. S., Hubbard, W. H. J. & Murphy, K. M. (2010), 'The market for college graduates and the worldwide boom in higher education of women', *American Economic Review* **100**(2), 229–233.
- Benard, S. & Correll, S. J. (2010), 'Normative discrimination and the motherhood penalty', *Gender & Society* **24**(5), 616–646.
- Berniell, I., Berniell, L., de la Mata, D., Edo, M. & Marchionni, M. (2021), 'Gender gaps in labor informality: The motherhood effect', *Journal of Development Economics* **150**, 102599.
- Bhalotra, S. R. & Umana-Aponte, M. (2010), 'The dynamics of women's labour supply in developing countries'.

- Blau, F. & Kahn, L. (1992), 'The gender earnings gap: Some international evidence'.
- Blau, F. & Kahn, L. (2000), 'Gender differences in pay', *Journal of Economic Perspectives* **14**(4), 75–100.
- Blau, F. & Kahn, L. (2017), 'The gender wage gap: Extent, trends, and explanations', *Journal of Economic Literature* **55**(3), 789–865.
- Blinder, A. S. (1973), 'Wage discrimination: Reduced form and structural estimates', *The Journal of Human Resources* **8**(4), 436.
- Borjas, G. (2016), *Labor economics*, 7th edn, McGraw-Hill, New York, NY.
- Bosch, M. & Maloney, W. F. (2010), 'Comparative analysis of labor market dynamics using markov processes: An application to informality', *Labour Economics* **17**(4), 621–631.
- Budig, M. J. & England, P. (2001), 'The wage penalty for motherhood', *American Sociological Review* **66**(2), 204–225.
- Cha, Y. & Weeden, K. A. (2014), 'Overwork and the slow convergence in the gender gap in wages', *American Sociological Review* **79**(3), 457–484.
- Correll, S. J., Benard, S. & Paik, I. (2007), 'Getting a job: Is there a motherhood penalty?', *American Journal of Sociology* **112**(5), 1297–1339.
- del Boca, D., Flinn, C. & Wiswall, M. (2013), 'Household choices and child development', *The Review of Economic Studies* **81**(1), 137–185.
- Elias, P. (1997), 'Occupational classification (isco-88): Concepts, methods, reliability, validity and cross-national comparability'.
- Fortin, N., Lemieux, T. & Firpo, S. (2011), Decomposition methods in economics, in 'Handbook of Labor Economics', Elsevier, pp. 1–102.
- Gaddis, I. & Klasen, S. (2013), 'Economic development, structural change, and women's labor force participation:', *Journal of Population Economics* **27**(3), 639–681.
- Goldin, C. (2006), 'The quiet revolution that transformed women's employment, education, and family', *American Economic Review* **96**(2), 1–21.
- Goldin, C. (2008), 'Gender gap', *The Library of Economics and Liberty* .

- Goldin, C. (2014), 'A grand gender convergence: Its last chapter', *American Economic Review* **104**(4), 1091–1119.
- Heckman, J. J. (1979), 'Sample selection bias as a specification error', *Econometrica* **47**(1), 153.
- Herrera, C., Dijkstra, G. & Ruben, R. (2019), 'Gender segregation and income differences in nicaragua', *Feminist Economics* **25**(3), 144–170.
- Hersch, J. & Stratton, L. S. (2002), 'Housework and wages', *The Journal of Human Resources* **37**(1), 217.
- Jann, B. (2008), 'The blinder–oaxaca decomposition for linear regression models', *The Stata Journal: Promoting communications on statistics and Stata* **8**(4), 453–479.
- Kleven, H., Landais, C. & Søgaaard, J. E. (2019), 'Children and gender inequality: Evidence from Denmark', *American Economic Journal: Applied Economics* **11**(4), 181–209.
- Maloney, W. F. (2004), 'Informality revisited', *World Development* **32**(7), 1159–1178.
- Mincer, J. & Polachek, S. (1974), 'Family investments in human capital: Earnings of women', *Journal of Political Economy* **82**(2, Part 2), S76–S108.
- Monroy, E. (2008), 'Equidad de género en el mercado laboral Nicaragua'.
- Nichols, A. (2014), Measuring mobility, in 'Stata Conference 11, Stata Users Group'.
- Nordman, C. J., Rakotomanana, F. & Roubaud, F. (2016), 'Informal versus formal: A panel data analysis of earnings gaps in madagascar', *World Development* **86**, 1–17.
- Oaxaca, R. (1973), 'Male-female wage differentials in urban labor markets', *International Economic Review* **14**(3), 693.
- OIT (2013), *Measuring informality: A statistical manual on the informal sector and informal employment*, International Labour Organization.
- OIT (2018), *Global Wage Report 2018/19: What lies behind gender pay gaps*, International Labour Organization.

- Phelps, E. (1972), 'The statistical theory of racism and sexism', *American Economic Review* **62**(4), 659–661.
- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (2014), 'El mercado laboral de Nicaragua desde un enfoque de género'.
- Ruhm, C. J. (1998), 'The economic consequences of parental leave mandates: Lessons from europe', *The Quarterly Journal of Economics* **113**(1), 285–317.
- Ruzik, A. & Rokicka, M. (2010), 'The gender pay gap in informal employment in poland', *SSRN Electronic Journal* .
- Sigle-Rushton, W. & Waldfogel, J. (2007), 'The incomes of families with children: a cross-national comparison', *Journal of European Social Policy* **17**(4), 299–318.
- Tansel, A. (2001), 'Wage earners, self-employed and gender in the informal sector in turkey', *SSRN Electronic Journal* .
- Tansel, A. & Ozdemir, Z. A. (2019), 'Transitions across labor market states including formal/informal division in egypt', *Review of Development Economics* **23**(4), 1674–1695.
- United Nations (2008), *International Standard Industrial Classification of all Economic Activities (ISIC)*, number 4, United Nations Publications.
- Waldfogel, J. (1998), 'Understanding the 'family gap' in pay for women with children', *Journal of Economic Perspectives* **12**(1), 137–156.
- Weichselbaumer, D. & Winter-Ebmer, R. (2005), 'A meta-analysis of the international gender wage gap', *Journal of Economic Surveys* **19**(3), 479–511.
- Williams, W. M. & Ceci, S. J. (2015), 'National hiring experiments reveal 2:1 faculty preference for women on STEM tenure track', *Proceedings of the National Academy of Sciences* **112**(17), 5360–5365.
- World Bank (2012), 'World development report 2012 : Gender equality and development'.
- Yahmed, S. B. (2018), 'Formal but less equal. gender wage gaps in formal and informal jobs in urban brazil', *World Development* **101**, 73–87.

Reducciones del deslizamiento cambiario y la inflación doméstica en Nicaragua

Juan Carlos Treminio Torres*

Resumen

La reducción del deslizamiento ha sido una de las políticas más usadas para reducir la inflación en Nicaragua debido al alto *pass-through* cambiario a precios. No obstante, no en todos los casos de reducción del deslizamiento en el pasado se ha observado disminuciones de la inflación interanual, por lo tanto, es necesario realizar una evaluación de la efectividad de esta política. En este documento se encuentra que en promedio las reducciones del deslizamiento, anteriores a 2019, han reducido la inflación interanual doméstica en 0.78 puntos porcentuales por cada punto porcentual de disminución en la tasa de deslizamiento. Por su parte, se estima que la reducción del deslizamiento de noviembre de 2019 tendrá una incidencia de 2 puntos porcentuales menos de inflación interanual. Finalmente, se encuentra que ante presencia de mayores presiones de depreciación del Tipo de Cambio Real, mayor es el ajuste de precios internos producto de la reducción del deslizamiento.

Palabras Clave: Nicaragua, Deslizamiento cambiario, *Pass-through* cambiario.

Códigos JEL: C33, E31, O24.

*El autor agradece a Jorge Rocha por la disponibilidad de las bases de datos, así como los valiosos comentarios de Mario Aráuz y William Mendencia. Los resultados o las opiniones planteados en el documento no necesariamente representan el punto de vista del Banco Central de Nicaragua. Cualquier error u omisión es responsabilidad absoluta del autor. Comentarios y sugerencias del estudio pueden hacerse al correo: jtreminio@bcn.gob.ni.

1. Introducción

El tipo de cambio es el ancla nominal de precios en la economía nicaragüense. El régimen cambiario que consiste en un esquema de minidevaluaciones pre anunciadas, mejor conocido como deslizamiento, incentiva el traspaso cambiario a precios y favorece la previsibilidad de los precios futuros. Esto es ayudado en gran parte por mecanismos de mantenimiento de valor y dolarización de precios en el mercado interno (Reyes et al. 1999).

Dado lo anterior, es de esperarse un alto impacto de las variaciones del tipo de cambio sobre los precios domésticos, lo que es recopilado en estudios relacionados (Conrado & Rojas 2003, Reyes et al. 1999, Treminio 2014). En éstos se encuentra que el *pass-through* cambiario a precios es completo en el largo plazo lo cual es consistente con la literatura empírica a nivel global en torno a variaciones persistentes del tipo de cambio (Goldfajn & Valdes 1999).

A pesar de que se ha estudiado mucho el efecto del deslizamiento sobre precios todavía falta por explorar temas importantes. Éstos están vinculados con las siguientes preguntas de investigación: ¿que variables macroeconómicas afectan a este *pass-through* cambiario?, ¿cuál es la incidencia de los programas de reducción del deslizamiento sobre los precios internos?, ¿cuál es el efecto de la estructura competitiva del mercado doméstico, en especial el importador, sobre él? En la primera línea de estudio mencionada, Treminio (2014) encuentra evidencia de que la brecha del producto, el Tipo de Cambio Real (TCR), la inflación misma y la apertura comercial juegan un papel en el *pass-through* cambiario en Nicaragua¹.

El presente documento pretende continuar con esta línea de investigación al hacer un estudio de los casos de la reducción del deslizamiento sobre la inflación doméstica. El objetivo del documento es argumentar si las reducciones del deslizamiento han sido efectivas en reducir la inflación y esgrimir razones que podrían favorecer o no la reducción esperada de la inflación. Asimismo se plantea contestar la pregunta de bajo qué condiciones se puede conseguir una mayor reducción de la inflación producto del uso de este instrumento de política económica.

En este sentido, como se ha mencionado existe evidencia empírica en torno

¹La evidencia apunta a que una brecha de producto positiva, un aumento de la inflación y una mayor apertura comercial aumentan el *pass-through* cambiario a precios. Por su parte apreciaciones del TCR tienen un efecto positivo sobre el *pass-through* cambiario.

al alto efecto del *pass-through* sobre los precios internos, no obstante, hasta el momento no se ha realizado valoraciones de los eventos de reducción del deslizamiento sobre ellos. El presente documento pretende llenar este vacío en la literatura empírica para el caso de Nicaragua.

En términos generales se ha encontrado que las reducciones del deslizamiento realizadas fueron efectivas en reducir la tasa de inflación interanual². Este resultado es verificable en la mayor cantidad de casos en *tests* de diferencia de medias así como en regresiones que controlan por la brecha de producto y el precio del petróleo, las cuáles fueron las variables más significativas encontradas, junto con el deslizamiento, para explicar el cambio en la inflación en esos casos puntuales.

El caso más reciente de reducción del deslizamiento ha sido el de noviembre de 2019. La reducción ha venido de la mano de un aumento de la inflación interanual promedio con respecto a los últimos 40 meses, liderado al alza por las categorías de bienes y servicios, bebidas alcohólicas, y muebles y artículos para el hogar, lo cual ha sido explicado en gran parte a la reforma tributaria de febrero de 2019. No obstante, al tomar en consideración las 4 categorías de productos menos volátiles (restaurantes y hoteles, prendas de vestir, salud y educación), las cuáles podrían considerarse de una manera simplista que no han estado afectadas por muchos *shocks*, se encuentra que existe una reducción ínfima en la tasa de inflación interanual promedio (-0.01%). Al contrario, al agrupar las categorías que presentan inflación interanual a la baja (alojamiento, salud, transporte, comunicaciones, recreación y cultura y educación), se obtiene una disminución en la inflación promedio de 2.15 puntos porcentuales.

A partir de enero de 2020 se observa una tendencia a la caída de la inflación interanual. Esta tendencia coincide con la disminución de los precios de materias primas externas así como una brecha de producto negativa³. Estas dos variables podrían ser las causantes de la disminución de la inflación más allá de que haya habido una reducción del deslizamiento. Debido a esto, se hace necesario capturar en forma conjunta el efecto de estas tres potenciales

²Medida como la diferencia a 12 meses del índice mensual de precios al consumidor (IPC).

³La brecha del producto es la diferencia entre el producto efectivo y el producto potencial de una economía. El producto potencial es la cantidad máxima de bienes y servicios que una economía puede generar operando a máxima eficiencia, es decir, a plena capacidad. También suele denominarse capacidad de producción de la economía (Jahan et al. 2013).

causas de la disminución de la inflación en el país para estimar si la política de reducción del deslizamiento ha sido efectiva.

Este documento está estructurado de la siguiente forma: la sección 2 presenta los antecedentes de los casos de las reducciones del deslizamiento. En la sección 3 se discute el marco conceptual del *pass-through* cambiario. La sección 4 define los aspectos metodológicos a emplearse. La sección 5 muestra los resultados del estudio. Finalmente, la sección 6 señala las principales conclusiones.

2. Antecedentes

En enero de 1993 se adoptó un sistema de minidevaluaciones diarias pre-anunciadas, modalidad conocida como “*crawling-peg* activo” (Reyes et al. 1999). Al inicio la tasa de minidevaluación anual se fijó en 5 por ciento. Con esto se pretendía generar una ganancia en competitividad y al mismo tiempo disminuir la inflación a un dígito.

No obstante, en noviembre de ese año, debido al excesivo déficit fiscal y las presiones internas por financiar un mayor gasto público, el tipo de cambio se devaluó en 20 por ciento para luego, a partir de este punto, ajustarse la tasa de minidevaluación al 12 por ciento (Reyes et al. 1999). En este contexto la inflación interanual promedio 12 meses se redujo en cerca de 4 puntos porcentuales con respecto al mismo indicador previo al evento de reducción del deslizamiento. Entre los años 1994 a 1996 los déficits fiscales, junto con riesgos coyunturales, mantuvieron un papel importante al evitar la realización de mayores reducciones en la tasa de minidevaluación (Conrado & Rojas 2003).

A partir de 1999, en un contexto de estabilidad del mercado de divisas y de consolidación macroeconómica a nivel monetario y fiscal, se planteó la reducción de la tasa de deslizamiento del 12 al 6 por ciento con el objetivo de lograr una menor inflación doméstica. Este evento permitiría entregar una señal positiva al mercado acerca del cumplimiento del programa económico de gobierno, especialmente en lo relacionado a la reconstrucción luego del huracán Mitch (Conrado & Rojas 2003). De esta forma, en julio de 1999 se redujo la tasa de minidevaluación de 12 por ciento a 9 por ciento, y en noviembre de ese año se redujo al 6 por ciento (Reyes et al. 1999). De esta forma, la inflación interanual promedio se redujo en cerca de 3.4 puntos porcentuales con respecto a los últimos 12 meses previos al evento de reducción

del deslizamiento.

Entre los años 2000 a 2001 la economía doméstica fue alcanzada por varios *shocks* los cuáles no propiciaron que la política de reducción del deslizamiento prosiguiera más allá del 6 por ciento. Los *shocks* que afectaron a la economía durante este período fueron: una crisis bancaria, disminución del gasto público producto del incremento del déficit fiscal, caída de los términos de intercambio, disminución de la actividad económica global e incertidumbre asociada a actividades bélicas en el mundo (Conrado & Rojas 2003).

En este contexto, no habían las condiciones necesarias para seguir con una política de reducción del deslizamiento, por lo tanto no era recomendable una apreciación del tipo de cambio ante el deterioro de los indicadores claves de la economía tales como el déficit del sector público después de donaciones, el ratio de las reservas internacionales sobre la base monetaria y el déficit de cuenta corriente.

Entre los años 2002 a 2004 se dieron mejoras en los indicadores señalados lo que propició nuevamente condiciones idóneas para considerar el tema de la reducción de la tasa de deslizamiento. Asimismo, existió en esos momentos un fuerte compromiso de consolidación de las finanzas públicas y de reformas estructurales orientadas a la sostenibilidad y a la consolidación de la estabilidad macroeconómica (Conrado & Rojas 2003). Con este contexto se realizó una reducción de la tasa de deslizamiento del 6 por ciento al 5 por ciento en enero de 2004, la cual tuvo como objetivos, además de la reducción de la inflación, el incremento de la credibilidad al programa económico, y la disminución del costo financiero de la cláusula de mantenimiento de valor en la economía (Conrado & Rojas 2003). Después de este evento la inflación interanual promedio aumentó en cerca de 3 puntos porcentuales con respecto a los anteriores 12 meses.

Desde 2004 a 2019 a pesar de que la economía ha pasado por *shocks* negativos, se han presentado, en general, mejoras sustanciales en cuanto a la sostenibilidad del déficit fiscal debido a la consolidación fiscal, a la cobertura de las reservas internacionales y en general a la mejora de la productividad. Dado esto, en noviembre de 2019 se planteó nuevamente la reducción de la tasa de deslizamiento del 5 por ciento al 3 por ciento actual. Con esta reducción se buscaba recomponer el gasto agregado de toda la economía nacional al reducir costos y mejorar el poder adquisitivo de los salarios (BCN 2019). En este caso la inflación interanual promedio de noviembre de 2019 a ju-

nio de 2020 disminuyó en cerca de 0.37 puntos porcentuales con respecto al promedio de los anteriores 12 meses previos a la reducción del deslizamiento.

Como se puede observar varios han sido los casos de reducción del deslizamiento y amplio el período en que se ha mantenido el mismo régimen cambiario. Debido a esto los agentes económicos han establecido mecanismos de indexación de precios para protegerse de la pérdida de poder adquisitivo (Reyes et al. 1999), de esta manera es ampliamente concebido que la devaluación se traslada rápidamente a precios de bienes y servicios generando poco impacto sobre el sector real en el corto plazo⁴. No obstante, como se ha observado, no en todos los casos de reducción del deslizamiento se han evidenciado disminuciones de la inflación al menos en cuanto al promedio de la inflación interanual de los primeros 12 meses luego de los *shocks*.

Ante este hecho, surgen las preguntas de investigación planteadas de si las reducciones del deslizamiento han sido efectivas, condicional en otras variables macroeconómicas, para disminuir la inflación en el país, así como bajo qué condiciones se esperaría una mayor disminución de la inflación doméstica ante un *shock* de reducción del deslizamiento. En la siguiente sección se abordará el tema de la relación entre los precios domésticos y el deslizamiento cambiario.

3. Revisión de Literatura

Conrado & Rojas (2003) esgrimen que el mecanismo de ajuste de los precios domésticos puede explicarse mediante la paridad no cubierta de tasas de interés. El precio de los bienes no transables son los que menos expuestos se encuentran a una variación en la tasa de deslizamiento, y también son los que se encuentran más propensos a rigideces nominales de corto plazo. Dado esto, al disminuir la tasa de deslizamiento, se produciría una disminución de los precios en córdobas de los bienes transables mientras que los precios en la misma denominación de los bienes no transables no presentarían la misma dinámica producto de las rigideces nominales. Ante este fenómeno, se produciría una apreciación real del córdoba lo que se transmitiría al sistema financiero en la forma de reducción en la tasa de interés real, generando así efectos sobre el sector real de la economía. Una vez completado el *pass-*

⁴Según el modelo Mundell-Fleming la presencia de rigideces nominales generaría efectos reales de las variables nominales en el corto plazo; ante la hipótesis de fuerte presencia de mecanismos de indexación de precios al tipo de cambio no habría de esperarse mayor impacto en el sector real.

through de devaluación a inflación de los bienes no transables la economía retornaría a la paridad de tasa de interés con *un predominio del premio al riesgo*, neutralizando los efectos reales de la reducción del deslizamiento.

Conrado & Rojas (2003) estiman que a medida que las ineficiencias en la economía van disminuyendo, se observaría una mayor incidencia del ritmo de deslizamiento en la formación de precios. Los autores esgrimen que “al mismo tiempo que se han implementado mejoras en los esquemas de comercialización y almacenamiento, los niveles de inflación han tomado paulatinamente una trayectoria congruente con el ritmo de deslizamiento”. Suponiendo que estas ineficiencias del mercado disminuyen producto de la competencia interna y externa en el mercado doméstico, con los años se observaría un *pass-through* más rápido del ritmo de minidevaluaciones a precios.

Dado esto, la reducción del deslizamiento se constituiría como una herramienta de política eficaz para la disminución de la inflación en el país. En este sentido la evidencia empírica demuestra que, condicional a otras variables macroeconómicas, el tipo de cambio es un instrumento eficaz como ancla nominal y de rápido efecto (Reyes et al. 1999, Rodríguez & Urcuyo 2003, Treminio 2014). Así es de esperar que después de reducciones en la tasa de deslizamiento, se observe que la inflación converja a tasas consistentes con ella en el mediano plazo.

Este nexo entre el deslizamiento y la inflación “plantea la posibilidad de alcanzar menores niveles de inflación a través de la reducción de la tasa de deslizamiento sin que ello implique una apreciación del TCR” (Conrado & Rojas 2003). Si bien es cierto que el enfoque de este documento no es analizar el impacto del TCR sobre el sector real, es necesario considerar sus apreciaciones o depreciaciones para analizar el *pass-through* cambiario a precios. En este sentido, se ha encontrado evidencia nacional (Treminio 2014) e internacional (Goldfajn & Valdes 1999) de que el *pass-through* de un *shock* cambiario dependería de la posición del TCR respecto de su tendencia de largo plazo.

Goldfajn & Valdes (1999) así como Borensztein & De Gregorio (1999) consideran que un *shock* cambiario no necesariamente genera una variación en la inflación si simplemente restaura el TCR a su tendencia de largo plazo. Es decir, *shocks* cambiarios que no estén justificados por ajustes de precios relativos podrían inducir a variaciones en precios o variaciones futuras en el tipo de cambio nominal. Es decir, si existe una sobrevaloración del TCR y

se ejecuta una reducción del deslizamiento la vía de ajuste en este caso sería una mayor presión para la disminución de los precios domésticos, en este caso se generarían presiones para que el precio relativo de los bienes transables con respecto a los no transables se incrementara. Por otra parte, si existe una subvaloración no habría tantas presiones de ajuste de precios domésticos por esta causa, incluso podría haber un aumento de precios internos si el ajuste del tipo de cambio nominal no fuera suficiente para corregir el desequilibrio momentáneo del TCR, en este caso habría presiones hacia una disminución del precio relativo de los bienes transables.

Otra razón que influiría en el *pass-through* cambiario a precios domésticos sería la dolarización de los precios internos. Dada la antigüedad del sistema cambiario vigente no es de sorprenderse que los agentes económicos hayan creado mecanismos de indexación para protegerse de la pérdida de poder adquisitivo. De esta forma, la indexación en si misma generaría que el mayor efecto de la reducción del deslizamiento se observe en precios y no en producto en el corto plazo, según el modelo de Mundell-Fleming. En este sentido, la curva LM⁵, la cual resume el equilibrio en el mercado de dinero, se ajustaría rápidamente ante una reducción de la tasa de deslizamiento⁶ derivando en que la curva de oferta de corto plazo fuera de cierta manera inelástica ante variaciones del ritmo cambiario, esto es consistente en lo planteado en el enfoque monetario de la balanza de pagos (BCN 2013).

Otra explicación a esto podría darse en la formación de expectativas de inflación. Si los precios se encuentran dolarizados o indexados al tipo de cambio, entonces los agentes económicos tendrían poca o ninguna sorpresa en cuanto a una reducción de la tasa de deslizamiento cambiario, por lo que las únicas fuentes de sorpresa serían aquellas que dependen de otras variables. Si esto es así, las reducciones del deslizamiento tendrían poca o ningún efecto sobre el producto en el corto plazo. Esto es consistente con lo expresado en Conrado & Rojas (2003) y con el hecho de que no se esperan grandes ganancias en competitividad aún en el corto plazo por deslizamiento (Reyes et al. 1999, Clevy et al. 2011).

Esto puede observarse de mejor forma mediante la curva de oferta agregada de corto plazo la cual se presenta en la ecuación 1:

⁵L se refiere a liquidez y M se refiere a dinero.

⁶La minidevaluación implica un aumento de la demanda nominal de dinero debido a que conlleva un aumento de los precios domésticos, y por ende, a una reducción en los saldos monetarios reales

$$Y_{t+12} = \bar{Y} + \alpha(P_{t+12} - E_t(P_{t+12})) \quad (1)$$

Donde Y_{t+12} se refiere al producto efectivo en los siguientes doce meses, \bar{Y} al producto potencial, P_{t+12} al nivel de precios efectivo en los siguientes doce meses y $E_t(P_{t+12})$ a la expectativa un año antes del nivel de precios en los siguientes doce meses.

Despejando de la ecuación 1 el nivel de precios se obtiene la ecuación 2:

$$P_{t+12} = E_t(P_{t+12}) + (1/\alpha)(Y_{t+12} - \bar{Y}) \quad (2)$$

Sustrayendo P_t en ambos lados de la ecuación se llega a:

$$P_{t+12} - P_t = (E_t(P_{t+12}) - P_t) + (1/\alpha)(Y_{t+12} - \bar{Y}) + v \quad (3)$$

De esta manera se obtiene la ecuación anterior expresada en términos de inflación (π_{t+12}) y de inflación esperada (π_{t+12}^e)⁷:

$$\pi_{t+12} = \pi_{t+12}^e + (1/\alpha)(Y_{t+12} - \bar{Y}) + v \quad (4)$$

Donde π_{t+12}^e se podría considerar como la sumatoria del ritmo de deslizamiento esperado ($\Delta^e e_{t+12}$) más un componente esperado de inflación externa o interna en dólares⁸, mientras $(Y_{t+12} - \bar{Y})$ es la brecha del producto con respecto a su potencial⁹, por otra parte v sería una variable que agrupa *shocks* de oferta. Si se agrupa el valor de estado estacionario de ese componente de inflación externa con el valor estacionario de los *shocks* de oferta en la variable v en la ecuación 4, se tendría la expresión 5¹⁰:

$$\pi_{t+12} = \Delta^e e_{t+12} + (1/\alpha)(Y_{t+12} - \bar{Y}) + v \quad (5)$$

⁷Los precios se encuentran expresados en logaritmos.

⁸Una limitante en esta estrategia de identificación es de suponer que todos los agentes económicos toman en consideración la tasa de deslizamiento a la hora de formar sus expectativas abstrayendo cualquier papel que pueda jugar el comercio internacional. Esto debido a que no se está haciendo uso de un modelo de economía abierta con aras de simplificar el análisis.

⁹El parámetro $1/\alpha$ es conocido en la literatura como el ratio de sacrificio entre inflación no esperada y producto, el cual indica que existiría un trade-off en el corto plazo entre estas dos variables.

¹⁰En el largo plazo, el valor esperado de los *shocks* de oferta y demanda agregada son 0, razón por la cual el valor de estado estacionario de la inflación en Nicaragua se aproxima al valor de la tasa de deslizamiento más la inflación externa de largo plazo, lo cual es consistente con la paridad relativa del poder de compra.

donde $\Delta^e e_{t+12}$ sería la expectativa de la tasa de deslizamiento. Dado esto, para una tasa de inflación dada debería esperarse pocos efectos en el sector real por el deslizamiento, así como una rápida transmisión a precios internos.

De la ecuación 5 se obtiene que la inflación interanual observada en el momento $t+12$ depende de las expectativas de inflación, de la brecha del producto como indicador de demanda del mercado, y de variables de oferta representadas en la variable v . Esta forma reducida de la inflación, más conocida como curva de Phillips, servirá de punto de partida para realizar las evaluaciones de los eventos de reducción del deslizamiento cambiario sobre ella.

El comportamiento de la inflación interanual después de las reducciones del deslizamiento apunta a una estrecha relación entre ambas variables cuando se observa la variación de precios por producto (véase la Tabla 1). Para el caso de la primera reducción del deslizamiento en 1993¹¹, utilizando una ventana de 12 meses se observa que en promedio casi un 68 por ciento de los productos presentó una disminución en su tasa de inflación interanual, en este caso el promedio por producto de esta variable se redujo en poco más de 7 puntos porcentuales. Para el caso de la reducción del deslizamiento de 1999 se encuentra que el 57 por ciento de los productos disminuyeron su tasa de inflación interanual, lo que produjo una caída de la inflación interanual promedio por producto de un poco más de 2 puntos porcentuales. Mientras que para la del año 2004 se observa que el 42 por ciento de los productos presentó una disminución, no obstante, no se observa una disminución de la inflación promedio por producto sino un aumento de cerca de 1 punto porcentual.

De la Tabla 1 se puede observar que, aunque la inflación interanual promedio 12 meses, basada en la canasta ponderada del IPC, después de un evento de reducción del deslizamiento se incrementa, la inflación interanual promedio por producto es más consistente en reflejar disminuciones de la inflación después de este tipo de eventos, como se mostró previamente. Esto es algo

¹¹La reducción del deslizamiento en este año no fue generada expresamente como una política sino fue resultado de otras políticas cambiarias. En 1992 el tipo de cambio se mantuvo en 5 córdobas por dólar, mientras que el 10 de enero de 1993 esta moneda se devalúa a 6 córdobas por dólar. El 11 de enero de ese año empieza el régimen de minidevaluaciones con una tasa anualizada de deslizamiento del 5 por ciento. Finalmente, en noviembre de 1993 la tasa anualizada se incrementó a 12 por ciento. Esto generó que la tasa de deslizamiento se redujera en 11.70 puntos porcentuales aproximadamente entre 1993 y 1994.

que se verá reflejado en la próxima sección del documento en el inciso de *test* de igualdad de medias, esto es debido a que las ponderaciones de algunos productos que no presentan disminución en sus precios tienen mayor participación en la canasta del IPC. Esto genera el inconveniente de que no se puede observar el comportamiento promedio de la población de productos sino una representación promedio ponderada, es decir, existe la posibilidad de que la inflación promedio por producto disminuya, pero que la inflación promedio obtenida de la canasta ponderada del IPC indique lo opuesto.

TABLA 1: Reducción del deslizamiento y cantidad de productos de la canasta del IPC con disminución de inflación interanual

Caso	Reducción	Porcentaje de productos	Promedio de la variación porcentual
Enero 1993	12 a 9	67.68	-7.02
Julio 1999	9 a 6	56.71	-2.21
Enero 2004	6 a 5	41.61	0.80

Fuente: Elaboración propia.

4. Aspectos Metodológicos

En la siguiente sección se abordarán las metodologías para testear si existe una reducción de la inflación después de reducciones de la tasa de deslizamiento. En primer lugar se realizarán las ya mencionadas pruebas de igualdad de medias, las cuáles serán complementadas con la realización de estimaciones econométricas con series de tiempo y datos de panel.

4.1. Test de igualdad de medias

El *test* de igualdad de medias permite observar si ha habido variación en la tasa promedio de inflación antes y después de la reducción del deslizamiento. Los *tests* que se han realizado son el *test* t, el Satterthwaite-Welch *t-test*, el ANOVA *F-test* y el Welch *F-test*. En este inciso se ocuparán las tasas de inflación interanual obtenida del IPC.

La versión con el estadístico F de estos *tests* se realiza con el supuesto de que la varianza entre las muestras es la misma. Cuando las varianzas de los subgrupos son heterogéneas entonces se utiliza la versión de Welch del estadístico F. Si se utiliza dos submuestras entonces los *tests* F de ANOVA y Welch son equivalentes al *test* t ordinario y al *test* t de Satterthwaite-Welch respectivamente (IHS 2017).

En este apartado se emplearán además de la inflación general, la inflación subyacente y la transable. Dado que la inflación subyacente excluye los productos con mayor volatilidad histórica del IPC, es posible que usando esta medida se pueda apreciar de mejor forma una disminución de la inflación luego de los eventos de reducción del deslizamiento, aún realizando este análisis con índices ponderados de precios.

De esta metodología se puede apreciar si existe evidencia de un cambio en la inflación antes y después de las reducciones del deslizamiento, no obstante, no se puede conocer que es lo que está causando ese comportamiento debido a que es posible que existan otras variables, además de la tasa de deslizamiento, que estén influyendo sobre ella. A pesar de esta desventaja, este apartado de la metodología permite conocer la naturaleza de las series de inflación y sus componentes. Una vez conocido si es evidente o no que hubo una disminución significativa de la inflación, la pregunta a abordar es cuáles son las variables que están detrás del comportamiento de la inflación en esos instantes, y si la reducción del deslizamiento fue una variable significativa en explicarlo, lo cual se abordará en el siguiente apartado de la metodología.

4.2. Datos de panel por categoría del IPC

En este apartado se pretende estimar el efecto y la magnitud de la reducción del deslizamiento cambiario sobre los precios domésticos. Esta metodología permitirá controlar por otros factores que pueden estar afectando a la inflación al mismo tiempo que se da la reducción del deslizamiento. Con esto en mente se utilizará una especificación semi reducida basada en la curva de Phillips de la ecuación 5.

Donde π es la tasa de inflación, e la tasa de deslizamiento cambiario, x una matriz conformada por vectores de variables de demanda y oferta, y a_i es un vector columna representando características invariables en el tiempo en la formación de precio para cada categoría del IPC. Los subíndices i y t se refieren a la categoría en particular y al mes respectivamente. Todas las variables son consideradas en términos interanuales.

Con esto se puede representar la ecuación empírica de la inflación interanual antes de la reducción del deslizamiento (con ritmo de deslizamiento e_1):

$$\pi_{it1} = \gamma_0 + \delta e_1 + \theta x_{it1} + a_i + \mu_{it1} \quad (6)$$

y la después de este evento (con ritmo de deslizamiento e_2):

$$\pi_{it2} = \gamma_0 + \delta e_2 + \theta x_{it2} + a_i + \mu_{it2} \quad (7)$$

Sustrayendo la primera ecuación de la segunda:

$$\Delta\pi_{it} = \beta_1 \Delta e_t + \theta \Delta x_{it} + \mu_{it} \quad (8)$$

Esta ecuación no cuenta con intercepto pero, por razones empíricas, por lo general los modelos similares son estimadas con él. Esto debido a que ayuda de forma importante a mejorar el ajuste de los modelos, disminuye el sesgo de los parámetros y se asegura que el residuo tenga media cero (Wooldridge 2016, Brooks 2019). Agregando el intercepto en la ecuación anterior se obtiene la siguiente forma empírica (ecuación 9):

$$\Delta\pi_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta e_t + \theta \Delta x_{it} + \mu_{it} \quad (9)$$

El signo esperado para β_1 en la ecuación 8 es positivo, lo que indicaría que la reducción del deslizamiento hizo disminuir la inflación promedio condicional a las demás variables explicativas. Esto es así debido a que la tasa de deslizamiento disminuyó y si la inflación disminuyó al mismo tiempo se espera entonces que el parámetro estimado sea positivo.

Wooldridge (2016) aconseja que al contar con más períodos de tiempo, usando una especificación de diferencias en diferencias, se introduzcan *dummies* temporales con el objetivo de controlar por posibles efectos temporales. Estos efectos pueden contener información valiosa que pueden mejorar el ajuste del modelo. De esta manera se puede representar la ecuación a estimar como:

$$\Delta\pi_{it} = \beta_0 + \alpha_1 d3_t + \alpha_2 d4_t + \dots + \alpha_T dT_t + \beta_1 \Delta e_t + \theta \Delta x_{it} + \Delta\mu_{it} \quad (10)$$

Con $t = 2, 3, \dots, T$. Si la ecuación 10 satisface los supuestos del modelo lineal de regresión clásico, entonces el modelo de mínimos cuadrados anidados (*pooled*) entrega estimadores insesgados y los estadísticos t y F pueden ser usados para *tests* de hipótesis. En términos asintóticos, para que el modelo *pooled* entregue estimadores consistentes se necesita que $\Delta\mu_{it}$ no esté correlacionado con las variables explicativas, asimismo es de importancia que $\Delta\mu_{it}$ no esté correlacionado en el tiempo para que los residuos sean válidos para usarlos en los *tests* estadísticos.

Según Wooldridge (2016) para hacer la prueba de correlación serial se estima el modelo *pooled* y se obtienen los residuos (\hat{r}_{it}). Luego se hace un modelo

pooled particular de \hat{r}_{it} sobre r_{it-1} para computar un *test* t de significancia del parámetro asociado a esa última variable. Es posible corregir la presencia de correlación serial de orden 1 mediante el uso de mínimos cuadrados generalizados (GLS). Por su parte, correcciones a los errores estándar de mínimos cuadrados que permitan formas arbitrarias de correlación serial, por lo general están disponibles cuando la dimensión de corte transversal es grande. Si no existe correlación serial en los residuos, los métodos usuales para manejar la heterocedasticidad son viables. En este caso es posible usar los *test* de heterocedasticidad y calcular errores estándar robustos.

Es posible estimar especificaciones de GLS que toman en cuenta varios patrones de correlación entre los residuos. Existen cuatro tipos de estructuras que pueden ser especificadas: heterocedasticidad específica de corte transversal, heterocedasticidad específica por período, covarianzas contemporáneas y covarianzas entre períodos (IHS 2017). En este estudio se empleó la varianza de heterocedasticidad específica por período.

La estructura de heterocedasticidad específica por período implica una varianza diferente de los residuos para cada uno de ellos. Los residuos entre diferentes cortes transversales y diferentes períodos se suponen que son 0, así se puede obtener:

$$E(\epsilon_{it}\epsilon_{jt}|X_t^*) = \sigma_t^2 \quad (11)$$

$$E(\epsilon_{is}\epsilon_{jt}|X_t^*) = 0 \quad (12)$$

para todo i, j, s y t con $s \neq t$. Con i y j denotando indicadores de corte transversal, mientras s y t denotan indicadores de dimensión temporal. Usando los vectores de los residuos específicos a cada período se puede escribir la ecuación 11 como:

$$E(\epsilon_t\epsilon_t') = \sigma_t^2 I_M \quad (13)$$

A continuación se usan estos residuos para obtener estimadores de las varianzas por período, se repondera los datos, y luego se obtienen los estimadores GLS. Para obtener estimadores robustos se emplean las metodologías de corte transversal de White y de regresiones aparentemente no relacionadas (SUR) por períodos. En los siguientes párrafos se describe de forma general este método aplicado a casos en que se han empleado los estimadores MCO sin efectos de corte transversal o de período. La extensión a modelos usando

GLS es directa (IHS 2017).

El método de covarianza de corte transversal de White asume que los residuos se encuentran correlacionados por período de forma transversal. En este método se trata a la regresión *pooled* como una regresión por cada corte transversal, y se calcula los errores estándar robustos para el sistema de ecuaciones. Este estimador de la covarianza es robusto a correlación contemporánea de corte transversal y heterocedasticidad (IHS 2017).

Por su parte el método SUR por período asume que los residuos para un corte transversal son heterocedásticos y serialmente correlacionados. Las covarianzas estimadas en este caso son calculadas usando una estimación de una covarianza por período.

La metodología planteada en esta subsección se realizará para cada uno de los eventos de reducción del deslizamiento y con ello se obtendrá si, condicional a las demás variables explicativas, la tasa de deslizamiento tuvo incidencia en reducir la tasa de inflación promedio.

En el próximo apartado se mostrará la última parte de la metodología de datos de panel. En ésta se emplearán los eventos de reducción del deslizamiento para obtener el efecto promedio de esta política sobre la inflación basada en el índice general del IPC.

4.3. Análisis de casos en conjunto usando la inflación obtenida del índice general de precios al consumidor

El objetivo de esta sección es estimar el efecto global que han tenido las reducciones del deslizamiento. Para esto se pretende estudiar la significancia del tipo de cambio, así como ciertos factores de oferta y demanda presentes usando el dato oficial de la inflación publicada el cual depende de la ponderación que se asigna a cada producto en la canasta del IPC.

La ecuación de inflación general para el evento de reducción i obtenida de la curva de Phillips es la siguiente:

$$\pi_{it} = \gamma_0 + \theta e_{it} + \beta(y_{it} - \bar{y}_t) + a_i + v_{it} + e_{it} \quad (14)$$

De esta manera, se puede diferenciar el comportamiento de la inflación entre el antes de la reducción del deslizamiento para cada evento:

$$\pi_1 = \gamma_0 + \theta e_1 + \beta(y_1 - \bar{y}_1) + a_i + v_1 + e_1 \quad (15)$$

Y el después de un evento:

$$\pi_2 = \gamma_0 + \theta e_2 + \beta(y_2 - \bar{y}_2) + a_i + v_2 + e_2 \quad (16)$$

Con esto se puede expresar la ecuación de diferencias en diferencias que permite evaluar la incidencia de la reducción del deslizamiento sobre la inflación al agrupar los distintos eventos i de reducción del deslizamiento:

$$\Delta\pi_{it} = \theta e_{it} + \beta\Delta(y_{it} - \bar{y}_t) + \gamma\Delta v_t + \Delta e_t \quad (17)$$

Al igual que como se planteó en la anterior subsección, se emplearán las metodologías GLS y de covarianza robusta para obtener los estimadores indicados.

En las estimaciones econométricas planteadas es necesario controlar por la posible presencia de endogeneidad en uno de los regresores. La brecha del producto teóricamente puede presentar este inconveniente debido a que está medida en términos reales, si aumenta la inflación disminuye el PIB real lo cual podría generar un problema de doble causalidad que conduciría a estimadores inconsistentes (Wooldridge 2016, Hurlin 2013). Para abordar este posible eventualidad es recomendable hacer uso de variables instrumentales a través del método generalizado de momentos (GMM). Debido a la posible presencia de heterocedasticidad así como de correlación entre las categorías de producto es recomendable el uso de GMM por sobre el método de 2 etapas por variables instrumentales. Esto debido a que los estimadores GMM son más consistentes en este escenario aunque con un costo en términos de eficiencia y propiedades de muestra finita (Baum et al. 2003).

En la siguiente sección se describen de forma sucinta los datos con los cuáles se han realizado las estimaciones.

4.4. Datos

Los datos ocupados en este estudio corresponden a las cifras por índices de productos y categorías de aquellos productos que conforman la canasta del IPC durante los casos de reducción del deslizamiento. Las cifras por productos fueron obtenidas para los casos de las reducciones de 1993, 1999 y 2004, para el caso de la reducción del deslizamiento de 2019 esta información no estuvo disponible al momento de la elaboración de este estudio. Asimismo,

se hizo uso de los índices de precio general, subyacente y transable cuando éstos estuvieron disponibles de forma oficial.

En el caso de que las series de tiempo de la inflación subyacente y transable no estuvieran disponibles, se realizó el computo de estas cifras mediante algunos criterios. En el caso de la inflación subyacente se procedió a computarla extrayendo los componentes alimenticios y energéticos. Para el caso de la inflación transable se tomó en consideración la definición de este tipo de bienes así como su participación en la canasta del IPC.

Por otra parte también se hizo uso de las series de brecha del producto (*gap*), y las inflaciones interanuales de los precios del petróleo (*oil*) y de las materias primas alimenticias (*pa*). La serie de brecha del producto fue computada mediante el filtro de Hodrick-Prescott usando las cifras anuales desde 1960 a 2019 de la serie del Producto Interno Bruto real (*PIB*). Asimismo, las variaciones de los precios del petróleo y de los alimentos fueron obtenidas a partir de la base de datos de materias primas del Fondo Monetario Internacional.

Las cifras empleadas corresponden a las variaciones porcentuales interanuales de las series mencionadas. Se usan las variaciones interanuales debido a que en un período de 12 meses es más fácil discernir si hubo cambio en la tendencia de la inflación, así como para evitar también el efecto de los componentes estacionales. En la siguiente sección se presentarán los resultados de esta metodología.

5. Resultados

Los *tests* de media indican que en la gran mayoría de los eventos de reducción del deslizamiento ha habido disminución en la tasa de inflación. Como se puede observar en la Tabla 2, las reducciones del deslizamiento realizadas en diciembre de 1993 y en julio de 1999 vinieron precedidas de sendas reducciones en la tasa de inflación interanual. Estas reducciones se dieron tanto en la inflación general, subyacente y transable.

Para el caso de la reducción del deslizamiento de enero de 2004 se encuentra que los resultados de los *tests* han sido mixtos, por una parte tanto la inflación general como la transable presentan incrementos mientras que la inflación subyacente presenta una disminución de cerca de 3 puntos porcentuales, tres veces más que la reducción de la tasa de deslizamiento.

Para el caso de la reducción del deslizamiento de noviembre de 2019 los resultados son llamativos. De acuerdo con los *tests* no se puede rechazar la hipótesis de que la inflación después de la reducción del deslizamiento estadísticamente sea la misma que antes de este evento. No obstante, la inflación transable tendría mayores probabilidades de estar por encima de la tasa de inflación antes del deslizamiento. Es necesario tomar en consideración que las observaciones para este último período son pocas y sería necesario contar con más información para poder dar una conclusión estadísticamente más fuerte.

TABLA 2: Test de igualdad de medias de la inflación interanual por categoría de IPC para los diferentes casos de reducción del deslizamiento

Inflación diciembre 1993	Observaciones	Antes	Después	Diferencia
General	22	14.90	9.30	-5.60***
Subyacente	19	7.86	5.60	-2.26**
Transable	23	41.70	11.76	-29.94
Inflación julio 1999	Observaciones	Antes	Después	Diferencia
General	30	11.29	9.72	-1.57*
Subyacente	30	11.89	4.36	-7.53***
Transable	18	10.78	7.39	-3.39***
Inflación enero 2004	Observaciones	Antes	Después	Diferencia
General	30	4.93	9.22	4.29***
Subyacente	24	4.22	1.40	-2.82***
Transable	30	2.96	9.69	6.73***
Inflación noviembre 2019	Observaciones	Antes	Después	Diferencia
General	4	5.0	5.13	0.13
Subyacente	6	4.66	5.68	1.02
Transable	6	4.53	5.71	1.18*

Nota: -Significancia: ***1 %, **5 %, *10 %.

Fuente: Elaboración propia.

Para tomar en consideración esto se planteó la estrategia de explotar la información de la inflación por categoría de producto mediante datos de panel. Con este espíritu se obtuvieron los resultados de las regresiones de la Tabla 3 las cuáles fueron realizadas para cada uno de los casos de reducción del deslizamiento. Los resultados indican que después de controlar por presiones de demanda, se encuentra que las reducciones del deslizamiento de julio de 1999 y de enero de 2004 fueron efectivas en reducir la inflación promedio.

En el caso del primer evento mencionado se estima que por cada punto porcentual de reducción del deslizamiento hubo una disminución acumulada de 0.245 puntos porcentuales de la inflación un año después del *shock*. Asimismo, para el caso de enero de 2004 se encuentra que esta cifra fue de 1.765 puntos porcentuales. Para el caso de diciembre de 1993 no se pudo contar con información de demanda suficiente para poder controlar por ella¹², pero se encuentra que la reducción del deslizamiento había tenido incidencia en disminución de la inflación con un efecto acumulado de -0.158 por cada punto de reducción de la primera.

En relación al caso de noviembre de 2019 se encontró que después de controlar por impulsos de demanda y de petróleo, así como por las categorías de producto de mayor volatilidad, la reducción del deslizamiento fue efectiva en reducir la inflación promedio en el período noviembre de 2019 a junio de 2020. En este caso se estimó que, condicional a la variación anual del precio del petróleo, de la brecha del producto y del control de grupos con mayor volatilidad en la inflación interanual; por cada punto de reducción del deslizamiento la inflación interanual se reduciría en promedio 1.281 puntos porcentuales en este período.

TABLA 3: Estimaciones con datos de panel usando categorías del IPC

Variabes	Diciembre 1993	Julio 1999	Enero 2004	Noviembre 2019
Δe_{it}	0.158*	-11.052***	1.667***	1.281**
$\Delta e_{i,t-2}$		7.903***		
$\Delta e_{i,t-4}$		3.407***		
Δgap_{it}		0.036	0.558***	0.361***
Δoil_{it}				0.021***
$\Delta \pi_{i,t-1}$		1.166***		
$\Delta \pi_{i,t-2}$		-0.436***		
$\Delta \pi_{i,t-3}$		0.185**		
Intercepto	5.083***	-12.012***	-2.272	-0.742**
Ponderación GMM	No	No	IV [†]	No
Ponderación GLS	No	Por períodos	No	Por períodos
Matriz de covarianza	Ordinaria	SUR por período	Corte transv. White	Corte transv. White
Controles temporales	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones	108	72	108	72
Grados de libertad	92	58	78	53
R^2	0.586	0.971	0.963	0.977

Nota:—Significancia: ***1 %, **5 %, *10 %. † Se refiere al uso de variables instrumentales.

Fuente: Elaboración propia.

En relación a este parámetro de interés se procede a realizar un *test* de

¹²También se hizo el intento de imputar en este caso la tasa de crecimiento del PIB del año pertinente pero el resultado no fue satisfactorio.

Wald en que se testea la hipótesis si el parámetro de *pass-through* cambiario a precios es igual a 1 (ver Tabla 4). El *test* indica que el coeficiente obtenido no es significativamente diferente de 1. Esto implica que en promedio la inflación interanual convergerá a una tasa 2 puntos porcentuales inferior a la existente antes de la reducción del deslizamiento de 2019.

TABLA 4: test de Wald para reducción del deslizamiento de noviembre de 2019

test estadístico	Valor	Grados de libertad	Probabilidad
Estadístico t	0.570	68	0.573
Estadístico F	0.325	(1, 68)	0.573
Chi-cuadrado	0.325	1	0.568

Fuente: Elaboración propia.

TABLA 5: Reducción de la inflación por casos de disminución del deslizamiento.

Variable dependiente: $\Delta\pi_{it}$	
VARIABLES INDEPENDIENTES	COEFICIENTE (Error estándar)
Δe_{it}	0.776*** (0.023)
Δgap_{it}	2.519*** (0.105)
Δoil_{it}	0.023*** (0.003)
Constante	-0.048 (0.209)
Observaciones	36
Grados de libertad	32
R^2	0.723

Nota:—Significancia:*** 1%, ** 5%,* 10%.

Fuente: Elaboración propia.

En general las reducciones de la tasa de deslizamiento continúan teniendo una fuerte incidencia en la reducción de la inflación en el país. Como puede observarse en la estimación de los casos de reducción anidados de diciembre de 1993, julio de 1999 y enero de 2004 de la ecuación 17 (Tabla 5), por cada punto porcentual de reducción en la tasa de deslizamiento, la inflación interanual ha disminuido en promedio 0.776 puntos porcentuales. No obstante,

se pueden encontrar otros factores que han sido determinantes históricos en el comportamiento de la inflación en los momentos de reducción del deslizamiento.

Este es el caso de la brecha del producto que presenta una significancia de 1 por ciento y que por cada punto porcentual de incremento de la brecha de producto se incrementaría la inflación en cerca de 2.5 puntos porcentuales. Otra variable altamente significativa en los casos de reducción de la inflación por deslizamiento ha sido la variación de la tasa de crecimiento interanual del precio del petróleo. En este caso se ha encontrado que en los momentos de reducción de la inflación por deslizamiento, un aumento de 1 punto porcentual de la variación de la tasa de crecimiento interanual del precio del petróleo, lleva a un aumento de 0.023 puntos porcentuales de la inflación. En este sentido, cabe preguntarse cómo estas variables están asociadas a la efectividad en la reducción de la inflación.

TABLA 6: Reducción de la efectividad del deslizamiento en reducir la inflación.

Variable dependiente: $\Delta\pi_{it}/\Delta e_{it}$		
VARIABLES INDEPENDIENTES	COEFICIENTE (ERROR ESTÁNDAR)	COEFICIENTE (ERROR ESTÁNDAR)
$\Delta gap_{it}/\Delta e_{it}$	0.822*** (0.049)	
$\Delta oil_{it}/\Delta e_{it}$	0.018*** (0.002)	
$\Delta pa_{it}/\Delta e_{it}$	-0.172*** (0.014)	
Brecha TCR		0.679*** (0.131)
Intercepto	0.840 (0.065)	0.466 (0.254)
Método	GMM	GMM
Ponderación GLS	IV [†]	IV [†]
Matriz de covarianza	Por período	Por período
<i>dummies</i> temporales	Sí	Sí
Observaciones	36	36
Grados de libertad	24	22
R^2	0.947	0.954

Nota:—Significancia:*** 1%, ** 5%, * 10%. † se refiere al uso de variables instrumentales (3 rezagos).

Fuente: Elaboración propia.

Para este caso se creó una variable definida como $\Delta\pi_{it}/\Delta e_{it}$ con la que se pretende observar si la reducción del deslizamiento ha sido acompañada al

unísono de una menor inflación en cada uno de los casos de reducción del deslizamiento. En la Tabla 6 se observa una estimación de este ratio en función de la variación de la brecha del producto y las variaciones de las tasas interanuales del precio del petróleo y de los precios de los alimentos; todas ajustadas por el monto de disminución en la tasa de deslizamiento. En esta estimación se obtiene que un aumento de la variación de la brecha del producto está asociado a una disminución de la efectividad de la tasa de deslizamiento, esto podría deberse a que las presiones de demanda interfieren con el proceso de alineamiento de la inflación con la nueva tasa de deslizamiento, similar resultado se obtiene con el precio del petróleo. Por otro lado, se obtiene que el precio externo de los alimentos tienen una incidencia positiva en la efectividad de las reducciones del deslizamiento en disminuir la inflación. Esto podría ser contra intuitivo pero una respuesta podría provenir del papel del TCR.

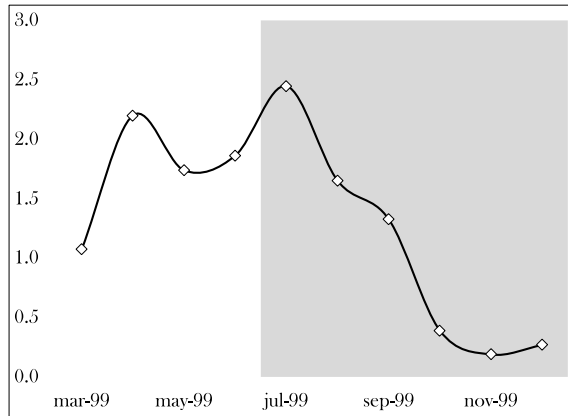
El argumento a favor de esta relación vendría del lado de los efectos de estas variables sobre el TCR. Un aumento del precio de estas materias primas está asociado en general a una caída en los términos de intercambio lo que conlleva a una depreciación del TCR¹³. En momentos en que hay mayores presiones de depreciación real, una reducción del deslizamiento ejercería presión a una apreciación real, con lo que el ajuste pertinente provendría de un acoplamiento rápido de precios al nuevo ritmo de minidevaluación. Esto sería consistente a lo planteado en Goldfajn & Valdes (1999). Para observar si este efecto se cumple se realiza la estimación de la segunda columna de la Tabla 6, en ésta se encuentra que en momentos de mayores presiones de depreciación real se han observado que tienden a haber mayores ajustes de precios. Este resultado podría implicar que los choques del precio del petróleo afectan más por el canal de los costos, mientras que el de los precios externos de los alimentos por su papel sobre los términos de intercambio y el TCR.

Al revisar los casos anteriores de reducción del deslizamiento se observa que en la mayoría de los casos las reducciones del deslizamiento cambiario se han realizado en momentos de depreciación del TCR. Este hecho es más evidente para la reducción del deslizamiento en 1999 y 2004 (Figuras 1 y 2), y en menor proporción en aquella realizada en 1993 (Figura 3). Por lo general estas reducciones del deslizamiento fueron seguidas de apreciaciones cambiarias reales en el corto plazo, por lo que se observa un ajuste de precios

¹³En los gráficos siguientes del TCR una disminución de esta serie significa una apreciación mientras un aumento significa una depreciación. El índice de TCR empleado es el bilateral con los Estados Unidos, el principal socio comercial del país.

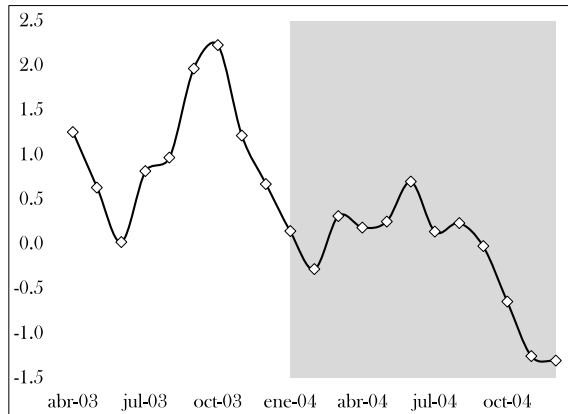
relativos en esos casos.

FIGURA 1: Brecha del TCR pre y post reducción del deslizamiento de julio 1999



Fuente: Elaboración propia en base a datos del SECMCA.

FIGURA 2: Brecha del TCR pre y post reducción del deslizamiento de enero de 2004

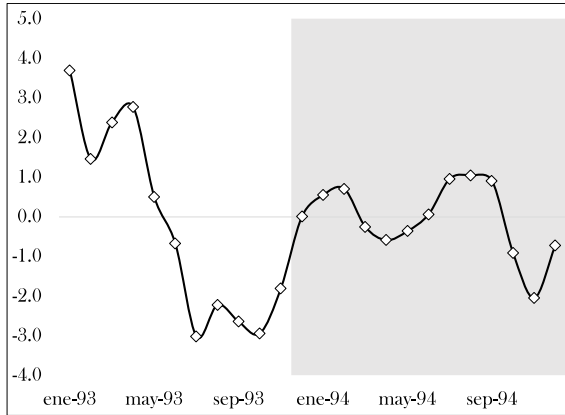


Fuente: Elaboración propia en base a datos del SECMCA.

En el caso de la reducción del deslizamiento de noviembre de 2019 se observa que el TCR se encontraba en una apreciación, por lo que según lo esgrimido anteriormente, no sería necesario un ajuste de precios relativos y el efecto de la reducción del deslizamiento sobre la inflación sería reducido, al menos

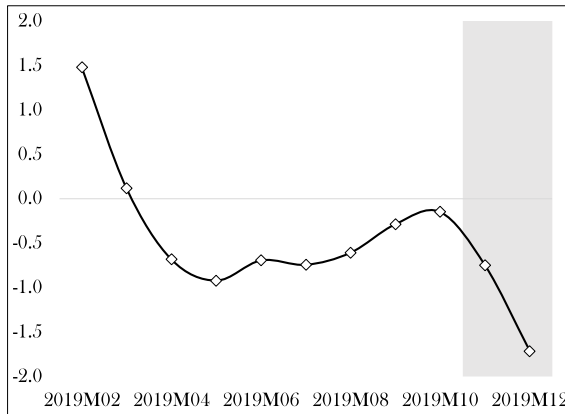
en el corto plazo (Figura 4), lo cual es lo observable con un incremento de la inflación interanual promedio desde noviembre de 2019 hasta abril de 2020 con respecto al promedio de los anteriores 12 meses.

FIGURA 3: Brecha TCR pre y post reducción del deslizamiento de diciembre 1993



Fuente: Elaboración propia en base a datos del SECMCA.

FIGURA 4: Brecha TCR pre y post reducción del deslizamiento de noviembre 2019.

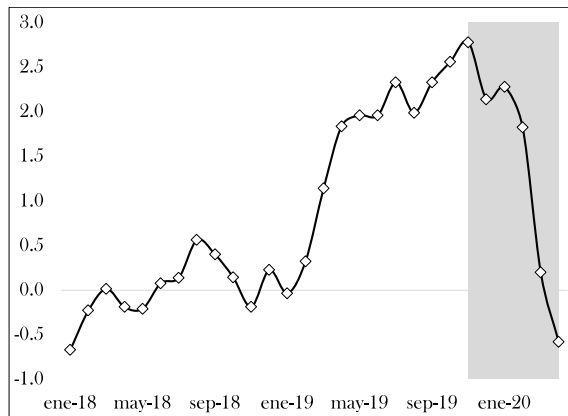


Fuente: Elaboración propia en base a datos del SECMCA.

Ante esto cabe preguntarse cuáles son las tendencias subyacentes en las categorías de producto para este último caso de reducción del deslizamiento.

Por esta razón se estiman los componentes principales de las variaciones interanuales de las categorías del IPC desde 2017 hasta abril 2020. De esto se obtiene que los cinco primeros componentes principales explican el 90.3 por ciento de la variación de las tasas de inflación interanual, del cual el primero explica el 46.8 por ciento de la variación total. Este primer componente principal presenta un aumento de la inflación interanual a partir de noviembre de 2019, no obstante ésta se ha venido dando a una tasa de crecimiento cada vez menor, así para abril de 2020 se presentó una variación anual negativa (ver Figura 5). Los principales subíndices que explican este componente principal son bienes y servicios, bebidas alcohólicas y prendas.

FIGURA 5: Variación anual del primer componente principal.

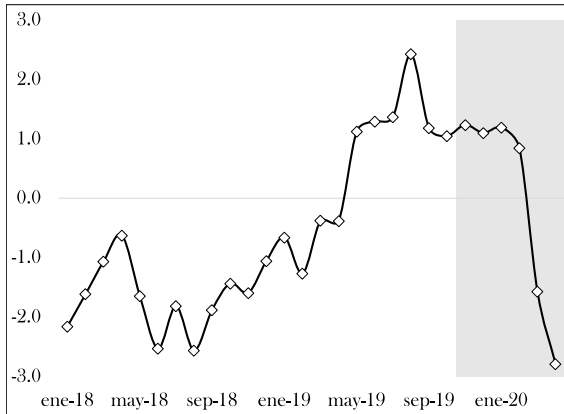


Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCN.

Para el caso del segundo componente principal (explica el 16.01 por ciento de la variación de las tasas de inflación interanual), se observa un incremento de la inflación a partir de noviembre de 2019, pero empieza a partir de enero de 2020 a presentar desaceleración (véase la Figura 6). Este componente principal está explicado en mayor parte por los subíndices de salud, educación y muebles. Estos índices son los que presentan menos volatilidad en la inflación interanual. Al igual que en el caso del primer componente principal se observa que, con rezagos, la tendencia de la inflación ha disminuido, para lo cual pueden estar interviniendo tres variables, por un lado una brecha de demanda negativa y la caída de los precios del petróleo, y por otro lado la reducción del deslizamiento cambiario debido a que la mayor parte de los productos y servicios de estas categorías se encuentran dolarizados. Los demás componentes principales presentan un comportamiento similar,

por lo cuál es necesario observar con más detalle los índices por categorías, especialmente en categorías que no cuentan con presencia de choques.

FIGURA 6: Variación anual del segundo componente principal



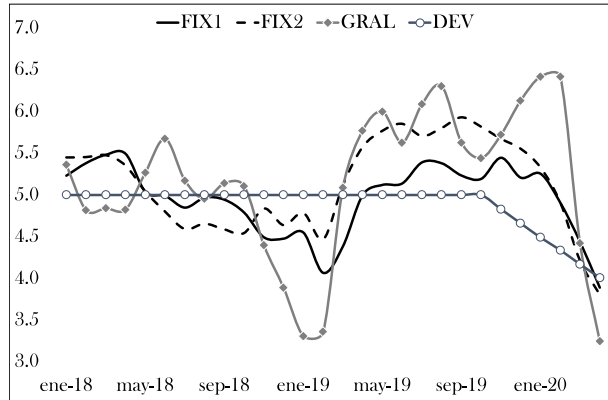
Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCN.

Para complementar este análisis se realizó el computo de un índice de precios tomando en consideración las cuatro categorías con menos volatilidad en sus variaciones interanuales, a lo cual se denominará *FIX1*. Estas categorías son restaurantes y hoteles, prendas de vestir y calzado, salud y educación. Los resultados obtenidos para el periodo posterior a noviembre de 2019, muestran que ha habido una reducción de 0.12 puntos porcentuales en la inflación interanual promedio, lo cual no es suficiente para argumentar que ha habido una reducción significativa de la inflación.

Ante esto, se decidió tomar otra medición de precios que fuera más exigente en el sentido de excluir elementos de precios de alimentos, insumos energéticos, así como bienes y servicios relacionados a la que se le denominará *FIX2*. Para tal efecto, se construyó un índice de precios que incluye prendas de vestir, muebles y artículos para el hogar, salud, comunicaciones y educación. La inflación obtenida a través de este índice indica que el promedio de ésta se ha reducido desde noviembre en adelante en 0.45 puntos porcentuales. Como se observa en la Figura 7 la inflación interanual de este índice de precios parece converger lentamente a la nueva tasa de deslizamiento (*DEV*), por lo menos de forma más directa que la inflación del índice general del IPC (*GRAL*). Ante esto es necesario tomar en consideración que la tasa de deslizamiento todavía se encuentra convergiendo a su nueva senda, en junio de 2020 la tasa

de deslizamiento anual se ha reducido de forma efectiva en cerca de 1 punto porcentual.

FIGURA 7: Inflación interanual post reducción del deslizamiento en noviembre 2019



Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCN.

De esta manera se puede observar que la inflación converge lentamente hacia una nueva tasa consistente con la nueva tasa de deslizamiento. Este proceso ha estado de la mano no sólo del mismo deslizamiento, sino también de menores presiones de demanda y de menores presiones de precios del petróleo. Una vez que se controla por ellos se observa que la reducción del deslizamiento ha tenido incidencia en la inflación interanual al menos hasta junio de 2020.

5.1. Discusión de resultados

Los resultados indican que la reducción del deslizamiento ha influido de manera significativa en la disminución de la inflación en el país, lo cual es coherente con la revisión de la literatura en torno a la magnitud del *pass-through* cambiario a precios en Nicaragua. No obstante, es necesario tomar en cuenta que los coeficientes de *pass-through* obtenidos difieren bastante entre los diferentes casos de reducción del deslizamiento analizados. El caso más relevante en este sentido es el de diciembre de 1993 con un coeficiente de cerca de 16 por ciento.

Es necesario tomar en consideración que en las ecuaciones de los casos de reducción del deslizamiento analizados no se pudo contar con la misma es-

pecificación funcional. Esto es debido a que no en todas las ecuaciones las variables relevantes resultaron ser significativas, lo que puede ocasionar que las magnitudes de los parámetros varíen mucho entre los casos de reducción del deslizamiento.

En términos generales, se estima que la reducción en dos puntos porcentuales del deslizamiento en noviembre de 2019 generará una disminución de dos puntos porcentuales del piso inflacionario en el mediano plazo. Debido a las rigideces nominales que presentan las distintas categorías de producto del IPC, así como a sus distintas formas de reaccionar frente a choques de demanda y de precios del petróleo es altamente probable que el ajuste no sea el mismo para todas las categorías de producto del IPC.

Una limitación del modelo es no contar con una mayor cantidad de variables específicas a categorías de producto. Si fuera posible contar con estas variables se podría hacer una caracterización más minuciosa de la formación de precios de la economía, lo cual podría generar buenos *insights* acerca de que depende la respuesta de los precios de las categorías de producto a los choques cambiarios en relación a sus características.

En relación a la posición del TCR, se obtiene que las presiones a apreciación o depreciación de esta variable, tienen incidencia en la magnitud relativa de la reducción de la inflación con respecto a la magnitud de la reducción del deslizamiento. En este sentido, se puede extender este análisis mediante un análisis más fundamentado de la sostenibilidad de la cuenta corriente o de relaciones de largo plazo entre series macroeconómicas para identificar episodios de sobre o subvaloración del TCR.

6. Conclusiones

Este estudio tuvo como objetivo analizar la incidencia de la política de reducción de la tasa de deslizamiento cambiario sobre la tasa de inflación. En este documento se encuentra que la reducción del deslizamiento cambiario es una herramienta eficaz para reducir la inflación al menos en los siguientes 12 meses después del anuncio de una reducción del deslizamiento. No obstante, durante estos eventos se encuentra evidencia que hay que tomar en consideración también otras variables, por ejemplo, la brecha del producto y el precio del petróleo.

Mediante el estudio de los casos de la reducción del deslizamiento se en-

cuentra que una brecha del producto positiva disminuye la probabilidad de que la inflación, y la tasa de reducción del deslizamiento, tengan la misma dirección. Esto puede deberse a que una brecha positiva de demanda lleva a mayores presiones de gasto lo que también lleva a mayores presiones de inflación. Otra explicación relacionada es que la brecha de producto positiva genera presiones hacia una apreciación del TCR, lo que reduciría el ajuste de precios vía reducción del deslizamiento cambiario.

Por otro lado, un incremento del precio del petróleo y de los alimentos, en general, llevaría a un empeoramiento de los términos de intercambio lo que derivaría en presiones de depreciación del TCR, ante esto habría mayores presiones de ajuste de precios relativos lo que favorecería a que la inflación se viera reducida.

Ante esto, se realizaron cálculos de *test* de medias y regresiones con datos de panel por categorías, para comprobar la hipótesis de que la reducción del deslizamiento lleva a una menor tasa inflacionaria para cada uno de los casos. Los resultados indican que las reducciones de los años 1993 y 1999 tuvieron en general protagonismo a la hora de reducir la inflación, aunque es necesario decir que éstas reducciones del deslizamiento han sido las de mayor magnitud. En cuanto a la reducción del deslizamiento de 2004, se encuentra que ésta ha reducido la inflación—al menos la subyacente. Este resultado es consistente al evaluar los cambios en la inflación interanual condicional en los precios del petróleo.

En relación a la reducción del deslizamiento de 2019, los resultados obtenidos a través de datos de panel muestran que la reducción del deslizamiento ha sido efectiva en reducir la inflación promedio hasta junio de 2020. Esto a pesar de que la inflación interanual aumentó debido a choques idiosincráticos de algunas categorías del IPC, especialmente de la categoría de bebidas alcohólicas y tabaco. Este resultado es condicional y robusto a la introducción de la brecha de producto como variable de presión de demanda, y ante el choque de caída del precio del petróleo durante estos meses.

Referencias

Baum, C. F., Schaffer, M. E. & Stillman, S. (2003), 'Instrumental variables and gmm: Estimation and testing'.

URL: <https://www.stata.com/meeting/9uk/IVGMM3316.pdf>

- BCN (2013), 'Política monetaria en nicaragua: Logros y retos. seminario de política monetaria y estabilidad financiera'.
- BCN (2019), 'Bcn establece la tasa de deslizamiento del tipo de cambio del córdoba con respecto al dólar en 3 por ciento anual'.
- Borensztein, E. & De Gregorio, J. (1999), 'Devaluation and inflation after currency crises', *International Monetary Fund* .
- Brooks, C. (2019), *Introductory econometrics for finance*, Cambridge university press.
- Clevy, J. F. C. et al. (2011), 'Operatoria de política monetaria y regulación macroprudencial', *Boletín* **57**(3), 117.
- Conrado, N. & Rojas, J. (2003), 'Propuesta de reducción de la tasa de deslizamiento a 5 por ciento anual', *Documento de trabajo del Banco Central de Nicaragua* .
- Goldfajn, I. & Valdes, R. O. (1999), 'The aftermath of appreciations', *The Quarterly Journal of Economics* **114**(1), 229–262.
- Hurlin, C. (2013), 'Chapter 6: Endogeneity and instrumental variables (iv estimator)'.
- URL:** https://www.univ-orleans.fr/deg/masters/ESA/CH/Chapter6_I.pdf
- IHS (2017), *Eviews Guide II*, first edn, IHS Markit, chapter Pooled Times Series, Cross-Section Data.
- Jahan, S. et al. (2013), '¿qué es la brecha de producto?', *Finanzas y Desarrollo* .
- Reyes, O. et al. (1999), 'Reducción del deslizamiento cambiario: una propuesta para disminuir la inflación', *Documento de trabajo del Banco Central de Nicaragua* .
- Rodríguez & Urcuyo, R. (2003), 'Los determinantes de largo y corto plazo del tipo de cambio real en nicaragua', *Boletín Trimestral. Vol. V, No 2. Banco Central de Nicaragua* .
- Tremínio, J. C. (2014), 'Factores macroeconómicos que afectan el traspaso cambiario a precios', *Documento de Trabajo DT-048, Banco Central de Nicaragua* **1**.
- Wooldridge, J. M. (2016), *Introductory econometrics: A modern approach*, Nelson Education.

A. Anexos

TABLA A1: Correlación de orden 1 por evento de reducción del deslizamiento cambiario

<i>Hipótesis nula: No hay autocorrelación de los residuos de orden 1</i>				
Estadístico	1993	1999	2004	2019
Valor p	0.000	0.3429	0.000	0.201

Fuente: Elaboración propia.

TABLA A2: Prueba de correlación de orden 1

<i>Hipótesis nula: No hay autocorrelación de los residuos de orden 1</i>			
Estadístico	agrupados	efect	efecttcr
Valor p	0.000	0.544	0.000

Fuente: cálculos propios.

TABLA A3: Endogeneidad por brecha del producto en reducción del deslizamiento cambiario

<i>Hipótesis nula: Ausencia de endogeneidad</i>				
Estadístico	1993	1999	2004	2019
Valor p	na	0.434	0.000	0.606

Fuente: Elaboración propia.

TABLA A4: Comparación estimadores GMM

Variable dependiente: DeltaInf			
Evento	Variables	Sin IV	Con IV
2004	Devaluación	1.767 (0.175)	1.667 (0.079)
	Gap	0.706 (0.206)	0.558 (0.108)
Variable dependiente: efect			
Agrupado	Brecha TCR	0.441 (0.096)	0.679 (0.130)
Variable dependiente: efect			
Agrupado	Gape	0.713 (0.045)	0.822 (0.049)
	DeltaOile	0.014 (0.002)	0.018 (0.002)
	DeltaPae	-0.184 (0.011)	-0.171 (0.014)

Nota: Errores estándar en paréntesis.

Fuente: Elaboración propia.

Un modelo *credit value at risk* para gestionar el riesgo de crédito de las inversiones RIB del BCN

Harlan Jeancarlo López Olivas*

Resumen

Si bien las inversiones de reservas internacionales del Banco Central de Nicaragua (BCN) se caracterizan por cumplir con los criterios de riesgo, liquidez y seguridad, cualquier decisión de inversión se toma en un contexto de incertidumbre, incluyendo posibles eventos crediticios. En este estudio se presenta un modelo de riesgo de crédito para las inversiones de reservas internacionales del BCN utilizando la metodología de Creditmetrics® desarrollada por Gupton et al. (1997). Asimismo, se emplean funciones cópulas para modelar de una manera más apropiada la relación de dependencia entre los componentes del portafolio y, se establecen diferentes escenarios de análisis mediante simulaciones de Monte Carlo, a fin de determinar el perfil crediticio del BCN. La metodología propuesta permite evaluar el impacto de incumplimientos y migraciones de crédito en un portafolio de reservas internacionales y sus resultados pueden complementar los lineamientos estratégicos y operativos para la gestión del riesgo crediticio del Banco.

Palabras Clave: Reservas internacionales, Riesgo de crédito, Creditmetrics®, *Credit Value at Risk*, Cópulas.

Códigos JEL: C15, C38, G11, G15.

*El autor pertenece a la División de Operaciones Financieras del Banco Central de Nicaragua. El contenido de este documento es de exclusiva responsabilidad del autor y no necesariamente representa la posición oficial del Banco Central de Nicaragua. Para comentarios comunicarse al correo: hlopez@bcn.gob.ni.

1. Introducción

Los bancos centrales como inversionistas enfrentan una serie de riesgos en sus operaciones de administración de reservas internacionales. Uno de los más importantes está relacionado al riesgo de crédito, el cual está asociado a la posibilidad de pérdidas financieras por el deterioro de la calidad crediticia de una contraparte o emisor. Ese deterioro puede expresarse en la forma de rebajas de calificación de crédito o incumplimientos durante un horizonte de tiempo, que podrían afectar la posición financiera de la institución. Lo anterior, podría implicar cuestiones reputacionales para los bancos centrales como resultado de la percepción por parte de público de una gestión inadecuada de las reservas internacionales.

Diversos autores plantean que la crisis financiera global iniciada en 2007 y el deterioro en la confianza de las opiniones de las agencias calificadoras de riesgo ha incentivado a los bancos centrales a desarrollar y/o adoptar herramientas que contribuyan a gestionar el riesgo de crédito dentro de límites consistentes con su tolerancia (Arévalo et al. (2018); Martínez & Ballón (2009); Ruíz et al. (2015); Salazar et al. (2015)); no obstante, la cuantificación de ese riesgo dentro de un portafolio de inversión es complejo y requiere del desarrollo de capacidades internas en términos de recursos humanos y tecnológicos.

En el caso del Banco Central de Nicaragua (BCN), la Política para la Administración de las Reservas Internacionales Brutas (RIB)¹ del BCN define los lineamientos estratégicos para gestionar el riesgo de crédito; es decir, las instituciones financieras elegibles², las calificaciones crediticias mínimas de corto y largo plazo (“A-3” / “BBB-”, respectivamente)³, y los límites de exposición por sector y a nivel individual. Al igual que otros bancos centrales, las opiniones y calificaciones de las agencias calificadoras de riesgo son el mecanismo principal empleado por el BCN para evaluar el riesgo de crédito y establecer los límites de las exposiciones de sus reservas internacionales.

Sin embargo, el BCN no cuenta con una herramienta que permita determinar el perfil de riesgo crediticio de las inversiones de reservas, es decir, el máxi-

¹Política RIB aprobada por el Consejo Directivo en Resolución CD-BCN-II-1-13 del 15 de enero de 2013 y sus posteriores reformas.

²Instituciones deben contar con grado de inversión (calificaciones crediticias de al menos “BBB-” o equivalentes), consideradas como seguras por los inversionistas.

³Según la agencia S&P, o sus equivalentes por parte de agencias Moody’s Investors Service (Moody’s) y Fitch Ratings.

mo nivel de pérdida por eventos de crédito que el Banco podría aceptar sin afectar el propósito por el cual se mantienen reservas internacionales ([Bank of Israel 2015](#)). Para determinar ese perfil es necesario establecer diferentes escenarios de análisis y derivar un rango de métricas analíticas ampliamente utilizadas para medir el riesgo de crédito como el *Value at Risk* (VaR) y *Expected Shortfall* (ES), entre otras.

En línea con lo anterior, este estudio propone un modelo para determinar el perfil de riesgo de crédito de las inversiones de reservas internacionales, conforme el apetito al riesgo del BCN. La metodología aplicada es Creditmetrics® desarrollada por [Gupton et al. \(1997\)](#)⁴, la cual se ha convertido en un potente estándar de la industria para la comprensión y gestión del riesgo de crédito. Esta metodología emplea información pública disponible para el BCN, proporcionando una buena combinación entre precisión y veracidad. Adicionalmente, se adoptan funciones cópulas y el modelo de factores para construir de manera más apropiada la estructura de dependencia de las instituciones financieras analizadas. En vista de la evidencia acerca de la subestimación de las métricas de riesgo como el *Value at Risk* (VaR) bajo una distribución Normal Gaussiana, los resultados del modelo también se presentan asumiendo una distribución *t-student* con el fin de capturar el fenómeno de colas anchas que caracteriza a los eventos de crédito ([Embrechts et al. 2002](#)).

Si bien ninguna metodología puede anticipar de manera precisa y completa cualquier evento crediticio, los bancos centrales pueden beneficiarse de las metodología y herramientas aplicadas en la industria privada de administración de activos. En ese sentido, se espera que el modelo propuesto aporte información relevante en el análisis del riesgo crediticio de las inversiones de reservas internacionales del BCN, tanto a nivel de contraparte como de portafolio, complementando la información proporcionada por las agencias calificadoras, a fin de mantener ese riesgo dentro de los límites consistentes con su tolerancia.

El resto de este documento se estructura de la siguiente manera. La sección 2 presenta definiciones útiles para la comprensión del riesgo de crédito. En la sección 3 se muestra una revisión de la literatura sobre modelos de riesgo de crédito. La sección 4 discute los aspectos metodológicos. En la sección 5 se muestran los resultados del modelo propuesto y la evaluación de las estimaciones. Finalmente, la sección 6 presenta las conclusiones de la investigación.

⁴La metodología fue introducida por J.P. Morgan & Co. en 1997.

2. Gestión de riesgo de crédito: Aspectos conceptuales

En términos generales, según [Jorion et al. \(2010\)](#) el riesgo de crédito se define como el riesgo de pérdida económica derivada de la incapacidad de una contraparte de cumplir con sus obligaciones contractuales. En ese sentido, la medición de este riesgo es equivalente al costo de reemplazar los flujos de efectivo, si la contraparte incumple. El riesgo de crédito implica la posibilidad de no pago de una obligación en el futuro o durante una transacción. Por su parte, [McNeil et al. \(2005\)](#) definen el riesgo de crédito como el riesgo inherente a cambios en el valor de un portafolio a causa de variaciones inesperadas en la calidad crediticia de los emisores o contrapartes de inversión. Este riesgo contempla tanto las pérdidas por incumplimiento como las ocasionadas por cambios en la calidad crediticia de la contraparte.

[Fabozzi & Pollack \(2005\)](#) argumentan que el riesgo de crédito de un bono incorpora los siguientes elementos: (i) el riesgo de incumplimiento de las obligaciones del emisor (riesgo de impago o *default risk*); y (ii) el riesgo de deterioro del valor del bono; y/o un peor desempeño del precio del bono versus los precios de otros valores que son comparables para el inversionista. Lo anterior, se puede asociar a que el mercado requiera de una mayor prima de riesgo (*credit spread*) por el incremento en la percepción de riesgo respecto al emisor del instrumento⁵; o bien, porque la agencia que califica el bono rebajará la calificación asignada a ese valor (*downgrade risk*). En el caso de las posiciones en instrumentos derivados, [Witzany \(2017\)](#) sugiere que el riesgo de crédito es el riesgo de pérdida en esas posiciones como resultado del incumplimiento de la contraparte; y que la gestión de dicho riesgo incorpora conjuntamente las tareas de valoración del instrumento derivado, así como, la modelación del riesgo de crédito. Esto ha sido particularmente esencial durante y después de la última crisis financiera.

El Banco de Pagos Internacionales (BIS, por sus siglas en inglés) define al riesgo de crédito de contraparte (CCR) como el riesgo de que la contraparte de la operación incumpla sus obligaciones antes de la liquidación final de los flujos de caja de la operación. Se produciría una pérdida económica si las operaciones o la cartera de operaciones con la contraparte tuvieran un valor económico positivo en el momento del incumplimiento. A diferencia del riesgo de crédito derivado de préstamos, en el cual el riesgo es asumido sólo

⁵Lo que podría implicar mayores posibilidades de impago o *default* para el emisor del bono.

por una parte (el banco prestamista), el CCR conlleva un riesgo de pérdida para ambas partes: el valor de mercado de la operación puede ser positivo o negativo para cualquiera de las partes. El valor de mercado es incierto y puede oscilar según varíen los factores de mercado subyacentes.

Por otra parte, Ramaswamy (2004) argumenta que, en la mayoría de los casos, los cambios en la percepción del mercado respecto la capacidad de un emisor de cumplir sus obligaciones, estará precedido o antecedido por un cambio en la calificación crediticia del emisor. Dicho proceso, usualmente descrito como migración crediticia, resultará en un cambio en la prima de crédito del emisor. En ese caso, si las migraciones crediticias están consideradas en la cuantificación del riesgo de crédito, entonces el riesgo es calculado en la modalidad de migración (*migration mode*). Por otra parte, si solamente el incumplimiento del emisor es modelado, entonces se dice que el riesgo de crédito es cuantificado en modalidad de impago o incumplimiento (*default mode*).

Según Ramaswamy (2004) y Jorion et al. (2010) existen determinantes, tradicionalmente definidos en la literatura que se examinan para cuantificar el riesgo de crédito; por tanto, la distribución de riesgo de crédito puede ser expresada como un proceso compuesto explicado por las siguientes variables:

- **Monto de exposición (*exposure amount, EAD*):** Pérdida máxima a la que está expuesta una institución en el caso de incumplimiento de una contraparte, previo a contabilizar los costos de recuperación. Para depósitos en el mercado monetario, créditos e inversiones en bonos, el monto de exposición será igual al valor de mercado (*mark to market value*) de esos instrumentos. Para el caso de instrumentos derivados como *swap* de tasa de interés⁶, futuros y opciones, el monto de exposición será igual al costo de reemplazo de esos instrumentos.
- **Probabilidad de incumplimiento (*default probability, PD*):** Probabilidad o posibilidad de que la contraparte incumpla sus obligaciones financieras o contractuales (pago de cupones o el principal de un bono). La probabilidad de incumplimiento es una función de un horizonte de tiempo⁷ para cuantificar o evaluar la capacidad de una contraparte de cumplir con sus obligaciones financieras.

⁶Una permuta financiera de intereses o *swap* de intereses (*interest rate swap*) es un contrato que establece el intercambio de intereses, calculados sobre un nominal, en fechas futuras. Existen tantos tipos diferentes de *swaps* como las partes quieran establecer.

⁷El horizonte de inversión se refiere al periodo durante el cual una institución evalúa el riesgo y el desempeño (FMI, 2003; ECB, 2007). Típicamente, el horizonte es un año.

- **Tasas de recuperación (*recovery rates*, RR):** Medida expresada en porcentaje referida a la magnitud o extensión del valor facial de una emisión que podría recuperarse una vez ocurrido el incumplimiento. La práctica consiste en cuantificar que parte de la exposición no se recupera ante un evento de *default*.
- **Pérdida por incumplimiento (*loss given default*, LGD):** Cuantifica la proporción de la exposición que no se recupera tras el incumplimiento (uno menos la tasa de recuperación); es decir, representa el costo neto del incumplimiento de una contraparte.
- **Migración de crédito (*credit migration*):** Grado de mejora o deterioro que podría experimentar la calidad crediticia de un emisor o contraparte, durante un periodo específico, expresado por un cambio en la probabilidad de incumplimiento.
- **Correlación de incumplimiento (*default correlation*):** Magnitud o grado de asociación (dependencia) del comportamiento crediticio entre dos contrapartes (deudores); o bien, de la relación de incumplimiento entre las contrapartes, dentro de un periodo de tiempo (generalmente de un año).
- **Contribución al riesgo (*risk contribution*):** Referido al riesgo incremental en que la exposición a un simple activo contribuye al riesgo total del portafolio.
- **Riesgo de concentración (*concentration risk*):** Magnitud en que una contraparte particular, sector industrial o país, contribuye al riesgo total de crédito de un portafolio.

La gestión de esta exposición es fundamental para garantizar una diversificación suficiente del riesgo de crédito contenido en el portafolio. Asimismo, en BIS (1999), Altman (2006), BIS (2005) y Jorion et al. (2010), se documenta sobre el marco analítico que relaciona el capital económico requerido para absorber el riesgo de crédito de una institución y la función de densidad de probabilidad de pérdidas crediticias, el cual es el principal resultado de un modelo de riesgo. Del análisis de la distribución de pérdidas es posible derivar las siguientes métricas o parámetros para determinar el perfil de riesgo de crédito de una entidad:

- **Pérdida esperada (*expected loss*, EL):** Para una institución no siempre es factible conocer de antemano las pérdidas que sufrirá en un

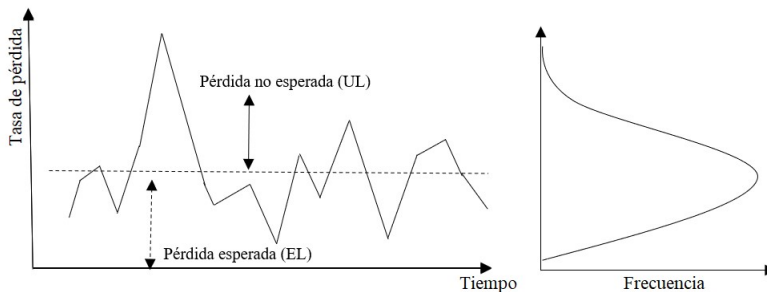
año particular; sin embargo, la entidad puede estimar, razonablemente, la pérdida promedio en la que esperaría incurrir su cartera de crédito, durante cierto horizonte de tiempo elegido. A esa pérdida se le denomina Pérdida Esperada (*Expected Loss, EL*), la cual está representada por la línea discontinua en la Figura 1.

$$EL = PD * LGD * EAD \quad (1)$$

Donde, PD es la probabilidad de incumplimiento o de *default*; LGD es la pérdida en caso de impago o severidad; y EAD se refiere a la exposición en caso de impago.

- **Pérdida no esperada (*unexpected loss, UL*):** Volatilidad estimada de pérdidas potenciales alrededor de la pérdida esperada para un horizonte de inversión, generalmente de un año. Las instituciones financieras conocen que dicha pérdida ocurrirá de vez en cuando; pero, no saben de antemano el momento o severidad de la UL. Existen algunos mecanismos mediante tasas de interés o primas de riesgo sobre exposiciones crediticias que permiten absorber parte de los componentes de la pérdida no esperada; sin embargo, el mercado podría no proveer precios o valoraciones suficientes para cubrir el total de la UL. La derivación analítica de la UL es más laboriosa e implica correlaciones; por tanto, en algunas ocasiones es más eficiente derivar la pérdida no esperada mediante simulaciones.

FIGURA 1: Pérdida esperada versus pérdida no esperada



Fuente: Elaboración propia.

En la Figura 1 se puede observar cómo la variación de pérdidas realizadas, durante un periodo de tiempo, permite derivar una distribución

de pérdidas para una institución financiera.

- **Valor en riesgo (*Value at Risk*, VaR):** Johnson (2001) plantea que el concepto VaR o valoración del riesgo, proviene de la necesidad de cuantificar con un determinado nivel de significancia (incertidumbre) el monto (porcentaje) de pérdida que un portafolio enfrentará en un periodo predefinido de tiempo. Matemáticamente, el VaR del portafolio con una distribución de pérdidas L_p se define como:

$$VaR(\alpha) = \min L | P(L_p > L) \leq (1 - \alpha) \quad (2)$$

El administrador del portafolio está $1 - \alpha$ seguro que no perderá más que el $VaR(\alpha)$ para un periodo de tiempo dado. El periodo para riesgo de mercado es usualmente de 10 días; mientras que, para riesgo de crédito se considera un horizonte de tiempo de un año. El VaR es medido típicamente a percentiles altos (99%, 99.9% o 99.99%) para requerimientos de capital. La métrica es ampliamente conocida y adoptada para gestionar riesgos, en particular, riesgos de mercado. Según Chatterjee et al. (2015), en el acuerdo Basilea II se sugiere que el *Credit VaR* se reporte a un nivel de confianza de 99.9 por ciento; es decir, se espera que una institución sufra pérdidas que rebasen su capital una vez cada 1,000 años.

Cabe mencionar que el VaR presenta una serie de inconvenientes, entre ellos, que no reporta información sobre la forma de la distribución ni de la pérdida esperada que podría ocurrir en α porcentaje del tiempo cuando las pérdidas del portafolio excedan el límite impuesto por el VaR. Según Glasserman (2005), en general, el VaR no es subaditivo lo que implica que la suma de los VaR para dos portafolios podría ser menor que el VaR de un portafolio combinado.

- **VaR condicional o *Expected Shortfall* (ES):** Según Chen (2014), en Basilea III se plantea el reemplazo del VaR con una medida alternativa; aunque matemáticamente relacionada, denominada *Expected Shortfall*⁸. Esta métrica de riesgo financiero, fue introducida por Acerbi & Tasche (2002) como una alternativa natural y coherente al VaR⁹.

⁸También conocida como *Conditional Value at Risk* o VaR Condicional.

⁹Una medida de riesgo se dice que es coherente en el sentido de Artzner (1999) si satisface las siguientes propiedades: sub-aditividad, homogeneidad (positiva), monotonicidad e, invariante ante traslaciones.

La pérdida esperada para cualquier función de pérdida L con un nivel de confianza $1 - \alpha$ es formalmente definida como una transformación del VaR_α para L .

$$ES_\alpha(L) = \frac{1}{\alpha} \int_0^\alpha VaR_\alpha(L) dt \quad (3)$$

Si L es una función de distribución continua, entonces la pérdida esperada podría expresarse, intuitivamente, como un Conditional VaR (*tail conditional expectation*), que cuantifica las posibles pérdidas en la cola de la distribución. Según Melo-Velandia et al. (2005), alternativamente, el ES puede definirse como el valor esperado de la pérdida, dado que esta exceda el valor de determinado umbral, que usualmente corresponde al VaR.

$$ES_\alpha(L) = E(L|L \geq VaR_\alpha) \quad (4)$$

Dicha métrica es por tanto un promedio de los peores $(1 - \alpha)$ 100 casos que excedan el umbral con un nivel de confianza de α .

- **Credit Value at Risk (CvaR):** Según Jorion et al. (2010), si se asume que el riesgo de crédito es ocasionado solamente por eventos de incumplimiento o *default* (*default mode*), la distribución de pérdidas debido al riesgo de crédito de un portafolio de N instrumentos¹⁰ puede describirse como:

$$CreditLoss = \sum_{i=1}^N b_i * CE_i * LGD \quad (5)$$

Donde, b_i es una variable aleatoria (tipo Bernoulli) que toma el valor de 1 cuando ocurre un *default*, y 0 en los otros casos, con una probabilidad p_i de manera tal que $E(b_i) = p_i$; CE_i es la exposición crediticia al momento de *default*; y LGD es la pérdida en caso de impago o severidad. A partir de la medida de pérdida de crédito (*Credit Loss*, CL) en (5) es posible construir una distribución de pérdidas $f(CL)$ para

¹⁰Para un portafolio de N contrapartes, la pérdida es: $Creditloss = \sum_{i=1}^N b_i * CE_i * LGD_i$ donde CE_i se define como la exposición crediticia total en la contraparte i en todos los contratos y tomando en cuenta los acuerdos de compensación (*netting agreements*).

un horizonte de tiempo. A un nivel de confianza específico (c), la peor pérdida de crédito (*Worst Credit Loss*, WCL) es definida como:

$$1 - c = \int_{WCL}^{\infty} f(x) dx \quad (6)$$

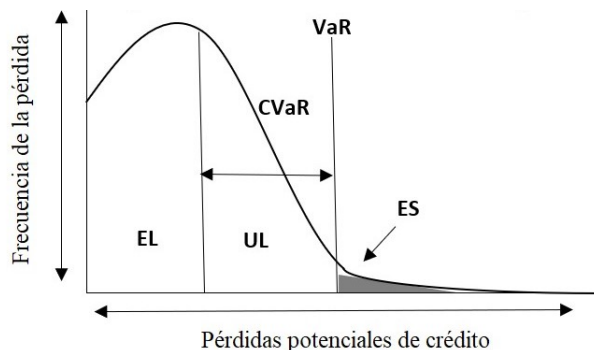
Entonces, el CVaR es medido como la desviación de la pérdida esperada (*Expected Credit Loss*):

$$CVaR = WCL - ECL \quad (7)$$

A diferencia del *Value at Risk* (VaR) de mercado, el CVaR se reporta como la diferencia entre el valor del cuantil asociado al nivel de confianza y la pérdida esperada de la inversión o portafolio. El CVaR debe considerarse como el capital económico a mantener como amortiguador frente a las pérdidas no esperadas, el cual se mide para un horizonte determinado, por lo general de un año, considerado como tiempo suficiente para que una institución aplique medidas correctivas frente a posibles eventos de riesgo de crédito (reducción de exposición o ajustes en el capital económico).

En la Figura 2 se presenta una distribución de pérdidas crediticias, la cual tiene sesgo importante hacia la derecha de la posición central y con cola ancha, a diferencia de las pérdidas de mercado que, a grosso modo, son simétricas. El sesgo hacia la derecha ocurre porque la distribución de pérdidas por eventos crediticios contiene pérdidas extremas que ocurren con poca frecuencia.

FIGURA 2: Distribución de pérdidas crediticias y métricas de riesgo



Fuente: Elaboración propia.

3. Revisión de Literatura

3.1. Modelos tradicionales

Según Hamerle et al. (2003), Altman (2006), Ruíz et al. (2015), Chatterjee et al. (2015) y Zhang (2017), en la literatura financiera, los modelos de riesgo de crédito se dividen fundamentalmente en dos clases: modelos estructurales y modelos de forma reducida. Los modelos estructurales están basados en el trabajo de Merton (1974), siguiendo los principios de valoración de opciones de Black y Scholes, y de conceptos como el Movimiento Browniano, que sirve para describir el movimiento aleatorio que presenta una variable a través del tiempo.

En el modelo de Merton, el proceso de incumplimiento de la empresa es determinado por el valor de los activos de la empresa, y el riesgo de que la empresa observe un incumplimiento, está, por consiguiente, explícitamente vinculado a la variabilidad del valor de dichos activos. La idea fundamental detrás de esta metodología es relativamente sencilla: el incumplimiento o *default* ocurre si el valor de los activos de la empresa (valor de mercado de la entidad) cae por debajo de un valor crítico L , el cual es derivado, a partir de los pasivos de corto y largo plazo de la entidad.

Por su parte, los modelos de forma reducida surgen como respuesta a los inconvenientes presentados por los modelos estructurales. En general, los modelos reducidos asumen una causa de incumplimiento exógena; es decir, estos modelan el *default* como un evento aleatorio, el cual se describe como una distribución Poisson. Este marco teórico asume que la información de la forma estructural de una empresa no está disponible para el inversionista promedio, y, por tanto, éste es forzado a incorporar la información reducida dada por el mercado. Estos modelos de riesgo de crédito o de intensidad de incumplimiento fueron desarrollados por Jarrow & Turnbull (1995), Duffie & Singleton (1999), Hull & White (2000), entre otros. Una parte esencial del componente teórico de estos modelos es la valoración neutral del riesgo ante la ausencia de oportunidades de arbitraje; por tanto, la existencia de precios de mercado es indispensable para aplicaciones prácticas (Jarrow & Turnbull (1995); Hamerle et al. (2003)). Finalmente, diversos esfuerzos para combinar las ventajas de los modelos de forma estructural, un mecanismo económico puntual para derivar el proceso de *default*, y de los modelos de forma reducida, impredecibilidad del incumplimiento, pueden encontrarse en Zhou (2001) y Giesecke (2004).

3.2. Modelos *Credit Value at Risk* (CVaR)

Según Altman (2006) y Zhang (2017) durante la segunda parte de la década de 1990, bancos, consultores e instituciones especializadas comenzaron a desarrollar modelos de riesgo de crédito con el objetivo de medir la pérdida potencial, con un predeterminado nivel de confianza, que un portafolio con exposiciones crediticias podría registrar dentro de un horizonte de tiempo. Estos modelos fueron motivados principalmente por la creciente importancia de la gestión del riesgo de crédito como resultado de las recomendaciones del acuerdo de Basilea II. Entre las metodologías más influyentes para modelos de riesgo de crédito basadas en el enfoque *Value at Risk* (VaR) están: Creditmetrics® desarrollado por J.P. Morgan (Gupton et al. (1997)), CreditRisk+® (*CreditRisk+: A Credit Risk Management Framework* (1997)), CreditPortfolioView® de McKinsey (Wilson (1998)), CreditPortfolioManager® de KMV¹¹, y Risk Manager® de Kamakura.

En BIS (1999), Altman (2006) y Zhang (2017) se argumenta que el aporte principal de los modelos CVaR es la función de densidad de probabilidad de las pérdidas futuras de un portafolio de crédito, la cual resume toda la información de los riesgos del portafolio. Del análisis de dicha distribución, para propósitos prácticos, cálculos, decisiones de inversión, reportes de gestión y cumplimiento, diferentes medidas de riesgos pueden derivarse, las cuales destacan uno o más aspectos de los riesgos del portafolio. Las entidades financieras típicamente utilizan los modelos de riesgo de crédito para evaluar el capital económico requerido para enfrentar el riesgo asociado a sus portafolios. En ese sentido, las provisiones para pérdidas crediticias deberían cubrir las pérdidas esperadas; mientras que, el capital económico es visto como un amortiguador de las pérdidas no esperadas.

Los trabajos de Crouhy et al. (2000), Gordy (2000), Allen & Saunders (2002), y Kollár & Gondžárová (2015), realizan una anatomía comparativa de los modelos CVaR, logrando describir de manera precisa las similitudes y diferencias funcionales, los supuestos de distribución y, la confianza en la formulación cuantitativa de dichos modelos. Al respecto, Kollár & Gondžárová (2015) argumentan que la principal debilidad de CreditRisk+ es el supuesto de distribución Poisson, dado que subestima la probabilidad de incumplimiento para todas las calificaciones crediticias. Por otra parte, la principal ventaja del modelo radica en la facilidad para calcular el riesgo de crédito.

¹¹En 2002, Moody's Corporation adquirió KMV para ampliar la oferta de productos de la agencia en temas sobre gestión de riesgo de crédito.

En el caso de Creditmetrics®[®], los autores encuentran que la metodología se caracteriza por su gran flexibilidad cuando se aplica a diferentes tipos de activos; además de ser exhaustiva, ya que los supuestos empleados no son demasiados restrictivos. Sin embargo, debido a la convergencia relativamente lenta, lleva mucho tiempo y requiere de un esfuerzo computacional intenso. Por su parte, el modelo KMV se caracteriza por la facilidad de su implementación para empresas que cotizan públicamente; aunque, la metodología tiene como puntos críticos el valor de mercado y la volatilidad del capital.

En la literatura se evidencian diferentes aplicaciones de los modelos CVaR para estimar riesgo crédito, ya sea por parte de instituciones privadas; o bien, por parte de bancos centrales. En este sentido, [Bindseil et al. \(2007\)](#) emplean el modelo de CreditMetrics® para analizar y discutir el uso de modelos de riesgo de crédito para bancos centrales. Según los autores, la expansión del universo de inversión y la colocación de las inversiones en activos con riesgo, implican la adopción de modelos de riesgo de crédito a nivel de portafolio. Con respecto a CreditMetrics®[®], se señala que el modelo es sencillo de comprender y usar, y que, a pesar de algunas limitaciones y el hecho de que fue diseñado para portafolios de bonos corporativos, esta metodología está relativamente bien posicionada para propósitos de banco central.

Por su parte, [Martínez & Ballón \(2009\)](#) emplean la metodología KMV para medir el riesgo de crédito de contrapartes bancarias de las reservas internacionales del Banco Central de Bolivia (BCB). Según los autores, la aplicación del modelo permite un enfoque cuantitativo a la gestión de riesgo crediticio, complementando el análisis de las agencias calificadoras de riesgo. Asimismo, con el modelo se busca obtener una probabilidad de incumplimiento como identificador de alerta temprana del deterioro de las calificaciones crediticias de las contrapartes del BCB.

[Chang & Chen \(2010\)](#) desarrollan una herramienta de análisis de riesgo para la banca comercial de Taiwán basada en Creditmetrics®[®]; pero, desde una perspectiva de funciones cópulas. Los autores encuentran que asumir una estructura de dependencia de los eventos de crédito normalmente distribuida podría implicar una subestimación de los riesgos del portafolio; por tanto, se propone el empleo de funciones cópulas en conjunto con análisis de componentes principales para estimar el riesgo de crédito de una mejor manera que los métodos convencionales, los cuales asumen una estructura de dependencia normalmente distribuida.

Salazar et al. (2015) plantean el uso del *Credit VaR* como métrica que contribuye a optimizar la medición y monitoreo del riesgo de crédito del portafolio de inversión de las reservas internacionales del BCB. Dichos autores realizan una revisión de las principales medidas, metodologías y modelos de medición de riesgo de crédito, enfatizando en la metodología propuesta por Basilea II, que permite calcular los requerimientos de capital mínimo a fin de cubrir el riesgo de crédito de los portafolios de los bancos, incluyendo las exposiciones crediticias de las reservas internacionales. Entre las conclusiones del estudio se encuentra que la aplicación del *Credit VaR* para el cálculo y monitoreo del riesgo de crédito inherente a las inversiones de reservas ha permitido implementar una serie de mejoras en la gestión de los portafolios de reservas del BCB.

TABLA 1: Comparación de modelos de riesgo de crédito

Característica	CreditMetrics	CreditRisk+	Moody's	Credit Portfolio View
Modelo de:	<i>JP Morgan</i>	<i>Credit Suisse</i>	<i>KMV</i>	<i>McKinsey</i>
Tipo de modelo	Bottom-up	Bottom-up	Bottom-up	Top-down
Definición de riesgo	Valor de mercado de activos	Pérdida derivada del estado de incumplimiento	Pérdida derivada del <i>default</i>	Valor de mercado de activos
Fuente de riesgo	Valor de activos a precio de mercado	PD y tasas de <i>default</i>	Valor de los activos	Factores macroeconómicos
Requerimientos de datos	Matrices de transición históricas, márgenes de crédito, correlaciones LGD	Tasas de <i>default</i> y volatilidad, factores macroeconómicos, LGD	Valor de activos, <i>spread</i> de créditos, correlaciones	Conjunto de variables macroeconómicas
Característica del evento de crédito	Migración de crédito	Tasa de <i>default</i> aleatoria	Distancia a <i>default</i>	Cambio de calificación/ <i>default</i>
Volatilidad del evento de crédito	Constante	Variable	Variable	Variable
Tasa de recuperación	Aleatoria (distribución beta)	Constante	Constante o aleatoria	Aleatoria
Enfoque numérico del modelo	Simulación o analítico	Analítico	Analítico	Simulación
Clasificación del riesgo	Calificaciones o <i>ratings</i>	Bandas de exposición	Frecuencia de incumplimiento esperada empírica	PD asociada al estado de la economía

Fuente: Elaboración propia basada en [Jorion et al. \(2010\)](#) y [Allen & Saunders \(2002\)](#).

Finalmente, [Arévalo et al. \(2018\)](#), utilizando como base CreditMetrics® y mediante la aplicación de medidas de sensibilidad de riesgo de mercado como duración y duración de spread, proponen un modelo para medir el riesgo de crédito de un portafolio tradicional de reservas internacionales para el caso salvadoreño. Los autores argumentan que, por las características de los insumos utilizados, los resultados del modelo son bastante estables; no obstante, el ejercicio puede fortalecerse al incorporar medidas de mercado como cotizaciones de *Credit Default Swaps* y *Spreads* de Bonos.

4. Aspectos Metodológicos

4.1. Descripción

Este trabajo sigue lo propuesto por Gupton et al. (1997), Bindseil et al. (2007), Chang & Chen (2010) y, Arévalo et al. (2018), sobre la implementación de la metodología de Creditmetrics® para determinar el perfil de riesgo de crédito de un portafolio de reservas internacionales. Esta metodología permite medir la incertidumbre en el valor futuro del portafolio, para un horizonte de tiempo, causada por la posibilidad de que la contraparte (emisor) observe incumplimientos o migraciones de crédito. Según Kollár & Gondžárová (2015) Creditmetrics® pertenece a la categoría MTM, ya que estima el incumplimiento del emisor con base en los cambios de calificación crediticia. Una descripción simplificada del modelo propuesto y su aplicación para determinar el perfil de riesgo del BCN se presenta a continuación:

Según Fischer & Jakob (2015) la idea fundamental de Creditmetrics® se basa en el modelo de Merton (1974). Para cada contraparte i , una variable de valoración de activo se define como:

$$A_i = R_i^T S + \sqrt{1 - R_i^T \Sigma R_i} \epsilon_i, \quad (8)$$

Donde $R_i \in \left\{ [-1, 1]^K \mid R_i^T R_i < 1 \right\}$ determina la correlación del valor del activo i a los factores sistémicos

$$S \sim N_K(0, \Sigma)$$

El riesgo idiosincrático es expresado por $\epsilon_i \sim N_K(0, 1)$ ¹², los cuales son independientes entre sí, así como de S . Un evento de *default* ocurre si el valor del activo A_i se sitúa por debajo del umbral de incumplimiento, definido por $\Phi^{-1}(PD_i)$ donde Φ denota la función de distribución de una variable normal estándar. Condicionando una realización s del factor sistémico S la probabilidad de incumplimiento está dada por:

$$PD_i^S = \frac{\Phi^{-1}(PD_i) - R_i^T s}{\sqrt{1 - R_i^T \Sigma R_i}} \quad (9)$$

¹² $N_k \sim N_K(0, \Sigma)$ denota un la distribución normal k dimensional con media a y matriz de correlación Σ .

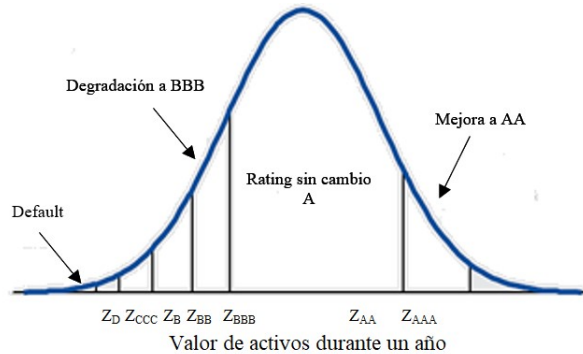
Empleando (8), la correlación de incumplimiento entre dos contrapartes se define como:

$$Cor (D_i, D_j) = \Phi_2 (\Phi^{-1} (PD_i), \Phi^{-1} (PD_j), R_i^T \Sigma R_j), \quad (10)$$

Donde $\Phi_2 (x_1, x_2, r)$ denota la función de una distribución normal bivariada con parámetros de correlación $r \in [-1, 1]$ y márgenes normales estándares. La distribución de pérdidas es derivada vía simulaciones de Monte Carlo.

Según Bindseil et al. (2007), en el enfoque basado en eventos de migración, el modelo emplea probabilidades de cambios de calificaciones crediticias combinado con un modelo de correlación estructural. Los autores explican que asumiendo un bono con calificación “A”, para calcular la distribución de pérdidas en cierto horizonte de tiempo, la metodología utiliza las probabilidades de migración de crédito regularmente publicadas por las agencias calificadoras de riesgo. El modelo deriva números aleatorios (valores o retornos del activo) a partir de una distribución normal estándar, los cuales son transformados en calificaciones simuladas, al final del horizonte, de tal forma que las probabilidades simuladas coincidan con las probabilidades observadas históricamente, las cuales son utilizadas como insumo en el modelo. Dicho proceso se ilustra a continuación:

FIGURA 3: Valor del activo y migración de crédito



Fuente: Elaboración propia.

Como Bindseil et al. (2007) explican, siempre que el valor generado aleatoriamente esté entre los umbrales Z_{BBB} y Z_{AA} , la calificación simulada

permanece sin cambios; pero, cuando un umbral es excedido, el *rating* cambia hacia arriba o hacia abajo dependiendo del valor crítico. Los umbrales son definidos de manera que las probabilidades de migración simuladas sean iguales a las probabilidades empíricas. Por ejemplo, si la probabilidad histórica de una mejora a “AAA” es uno por ciento, entonces el umbral se define a 2.326, dado que $Pr(X > 2,326) = 0,01$ para una variable aleatoria normal estándar X . Sobre la base de la calificación simulada, el bono se revaloriza a partir de la curva *forward* relevante¹³. Este proceso se repite muchas veces. Según Jurča (2020), en términos matemáticos, dicho proceso se expresa de la siguiente manera:

$$\left\{ P_{ij}, \sum_{k=2}^T \frac{cM}{(1 + R_j^{1,k})^{k-1}} + \frac{M}{(1 + R_J^{1,T})^{T-1}} \right\}_{J=1}^M \quad (11)$$

Donde T es el plazo al vencimiento remanente, M es el valor nominal del activo, c es el cupón (asumiendo cupones anuales), P_{ij} es la matriz de probabilidades de transición de la calificación i a la j con $i, j = 1, \dots, M$, y $R_j^{1,t}$ es el rendimiento *forward* a un año de un activo con un *rating* j , lo que implica que cada calificación crediticia tiene una curva única de descuento asociado. Si la calificación simulada implica un deterioro de la calificación, los flujos de caja son descontados de manera más pronunciada y, por tanto, el valor del bono cae acorde. Por el contrario, si la calificación mejora, los flujos son descontados de manera más suavizada y el valor del bono se incrementa.

Para el caso de varios activos o portafolio se emplea un procedimiento similar al caso de un bono explicado anteriormente; pero, con la complejidad adicional de que el valor de los activos y, por consiguiente, las migraciones de crédito están correlacionadas. Sin embargo, los valores aleatorios o escenarios de calificación crediticia para cada bono del portafolio no están correlacionados. Para lograr que los valores aleatorios estén correlacionados, Gupton et al. (1997) sugieren emplear la descomposición de Cholesky de la matriz de correlación¹⁴. Por otra parte, Bindseil et al. (2007) y Jurča (2020)

¹³El valor presente ajustado por riesgo está dado por la formula estándar $P = \sum_{i=1}^n \frac{CF(t_i)}{(1+r_s(t_1))^{t_i}}$ el mismo periodo futuro t_0 utilizando las tasas *forwards* implícitas de la curva cupón cero actual; es decir, resolviendo la siguiente ecuación: $(1 + r_s(t)^t) = (1 + r_s(t_0))^{t_0} (1 + r_s(t_0, t))^{t-t_0}$. Si se asume que un bono dado tiene un nuevo *rating* u al tiempo t_0 , entonces el valor *forward* simulado es: $P = \sum_{t_i > t_0} \frac{CF(t_i)}{(1+r_u(t_0, t))^{t_i-t_0}}$.

¹⁴Ver Anexo B.

sugieren emplear técnicas de simulación, particularmente Monte Carlo, a fin de generar la distribución de pérdidas del portafolio basados en los escenarios de calificación crediticia para cada bono que forma parte del portafolio.

4.2. Funciones Cópulas

Frey & McNeil (2003) argumentan que Creditmetrics® es un modelo de variable latente multi-estado, que asume una distribución normal multivariada de las variables latentes o distribución Gaussiana del valor de los activos. Una manera destacada de entender cómo se determina la distribución del número de incumplimientos en un portafolio, es el uso de cópulas. Este tipo de función o estructura de dependencia de las variables latentes permite determinar las probabilidades conjuntas de incumplimiento de orden superior para un grupo de contrapartes o emisores; es decir, la función cópula determina el riesgo extremo de que existan muchos incumplimientos en el portafolio. Otro supuesto de distribución o cópula t con df grados de libertad puede ser incorporado en el análisis, el cual implica una mayor dependencia de cola y, a diferencia de la normal multivariada, dicha distribución tiene una mayor tendencia a generar valores extremos simultáneos, lo que resulta relevante para modelos de riesgo de crédito.

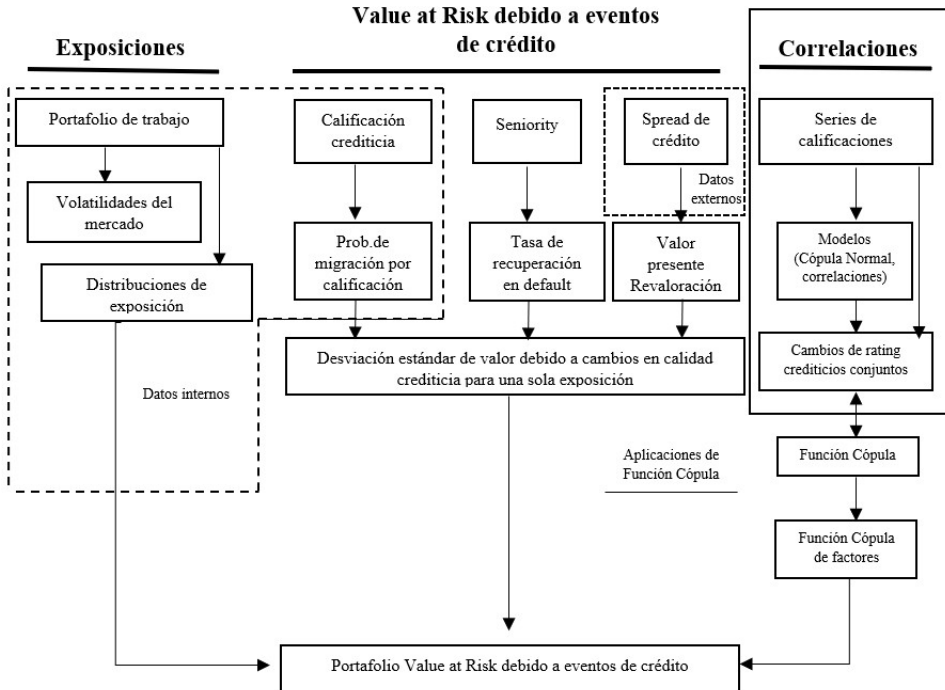
Conforme lo explicado por Bolancé Losilla et al. (2015), en un contexto de riesgo, cuando la pérdida total L , esta generada por las posibles pérdidas asociadas a k sub-riesgos, de modo que $L = L_1 + \dots + L_k$, el riesgo de pérdida total depende de la relación entre los riesgos. Por tanto, las cópulas permiten modelar un amplio rango de estructuras de dependencia, ya sean lineales o no. Según dichos autores, para el caso bivalente ($k = 2$), sea (L_1, L_2) un vector que representa pérdidas dependientes y sean $F_1(l_1) = P(L_1 \leq l_1)$ y $F_2(l_2) = P(L_2 \leq l_2)$ sus funciones de distribución continuas, siguiendo el teorema de Sklar (1959) existe una única cópula $C_\theta : [0, 1]^2 \rightarrow [0, 1]$ con parámetro de dependencia θ tal que, siendo la función de distribución conjunta $F(l_1, l_2) = P(L_1 \leq l_1, L_2 \leq l_2)$, entonces se cumple que:

$$F(l_1, l_2) = C_\theta(u_1, u_2), \quad \forall l_1, l_2 \in R, \quad (12)$$

Donde $u_1 = F_1(l_1)$ y $u_2 = F_2(l_2)$ son respectivamente los valores de dos variables aleatorias u_1 y u_2 con distribución uniforme $(0, 1)$. Como indica Latorre (2017) siguiendo lo propuesto por Sklar, toda distribución multivariante puede expresarse en términos de cópulas y que, recíprocamente, a partir de una cópula puede construirse una función de distribución multivariante. Según Latorre, las funciones cópulas permiten modelar la dependencia entre

variables aleatorias y construir una gran variedad de funciones de distribución multivariantes; por consiguiente, en la literatura se documentan muchas aplicaciones de estas funciones en temas de finanzas y gestión de riesgos.

FIGURA 4: Arquitectura de Creditmetrics® con funciones Cópulas



Fuente: Elaboración propia basada en Chang & Chen (2010).

5. Aplicación del modelo

Para este trabajo se construyó un portafolio teórico compuesto por emisiones en dólares de Estados Unidos de 35 entidades comerciales con grado de inversión, conforme lo estipulado en la Política RIB en lo relativo a los instrumentos de inversión elegibles, instituciones financieras elegibles, manejo de riesgo crediticio y límites de exposición¹⁵. Típicamente, en la literatura, los bonos de emisores soberanos son considerados como libres de riesgo. Por tanto, en el estudio se incluyeron solamente entidades comerciales dado que

¹⁵Ver Tabla A1.

las migraciones de crédito y/o eventos de incumplimiento de esas instituciones podrían resultar en un impacto financiero importante para el banco central; particularmente, si el suceso es fuerte e inesperado. La construcción del portafolio procuró una adecuada diversificación entre los emisores, contando para ello, con la información de mercado suministrada por sitios financieros especializados.

Para efectos del presente trabajo se asume un horizonte de inversión de un año. Según Jorion et al. (2010), el horizonte de un año es suficiente para que el administrador del portafolio aplique medidas correctivas frente a posibles eventos de riesgo de crédito (reducción de exposición o ajustes en el capital económico). Para la implementación del modelo se utilizó el programa MATLAB® y la información y datos financieros empleados de las instituciones analizadas fueron obtenidos de las plataformas financieras especializadas Bloomberg y Refinitiv (antes Eikon Reuters).

A continuación, se presenta una descripción de los parámetros claves que integran el modelo propuesto.

Modo de incumplimiento

- **EAD:** Para determinar las exposiciones en el portafolio se emplearon los límites por sector y/o contraparte estipulados en la Política RIB (Capítulo VII, artos. 15 y 16). El saldo de RIB utilizado en el trabajo fue 2,440.9 millones de dólares¹⁶. El portafolio fue valorizado conforme los precios suministrados por sitios financieros especializados al 31/10/2019. El valor de mercado del portafolio (Mp) fue estimado en 229.7 millones de dólares (9.2% de RIB), con una duración promedio de 2.2 años.
- **PD:** Esta variable se toma de la matriz de transición a un año publicada por S&P Ratings (2019). Las probabilidades de incumplimientos se asignaron conforme los *ratings* de las entidades bajo análisis. En algunas ocasiones es razonable asumir que las verdaderas probabilidades de incumplimiento son algo mayores que las contenidas en la matriz, inclusive para instituciones financieras AAA; por tanto, las PD se ajustan en algunos puntos bases (pb), con el respectivo arreglo en las otras calificaciones crediticias.

¹⁶Saldo promedio de los niveles de RIB del periodo 08/04/2017-31/10/2019 publicados en los indicadores monetarios del BCN.

- **RR:** La tasa se obtiene empleando una distribución beta¹⁷ para replicar el comportamiento de los incumplimientos en el portafolio evaluado. El cálculo de la tasa de recuperación fue conforme lo propuesto por [Arévalo et al. \(2018\)](#). La LGD se obtiene de la diferencia entre 1 y la RR.
- **Correlación:** Para determinar la exposición de cada entidad financiera en el grupo de índices o estado de la economía se revisaron estados financieros e información de mercado suministrada por sitios financieros especializados. Los componentes de mercado e idiosincráticos de las entidades del portafolio se obtuvieron mediante un modelo factorial a fin de obtener realizaciones de activos correlacionados, conforme lo sugerido por [Gupton et al. \(1997\)](#) y [Baesens & Van Gestel \(2009\)](#)¹⁸. Para algunas instituciones, las ponderaciones de los componentes fueron tomados de [Chamizo Cana & Novales Cinca \(2019\)](#). La matriz de correlación de los índices de mercado y/o industria fue estimada con información de los retornos semanales del periodo comprendido entre 08/04/2017 y 31/10/2019.

Modo de migración

- **Curva *forward* por calificación crediticia a un año:** Derivada implícitamente de la curva cupón cero o *global benchmark* por calificación crediticia a un año¹⁹. La curva cupón cero se construye a partir de *splines* cúbicos suavizados, la cual es proporcionada por plataformas financieras especializadas. Para mayor detalle se sugiere consultar a [Héroult et al. \(2002\)](#) y los documentos metodológicos sobre curvas de rendimiento publicados por la plataforma Thomson Reuters.
- **Matriz de transición a un año:** Este parámetro es el más importante en el modelo propuesto. A menudo los inversionistas, incluyendo los bancos centrales, utilizan probabilidades de migración basados en emisores corporativos que conducen a estimaciones de riesgos conservadoras; pero, probablemente más robustas. La matriz de transición

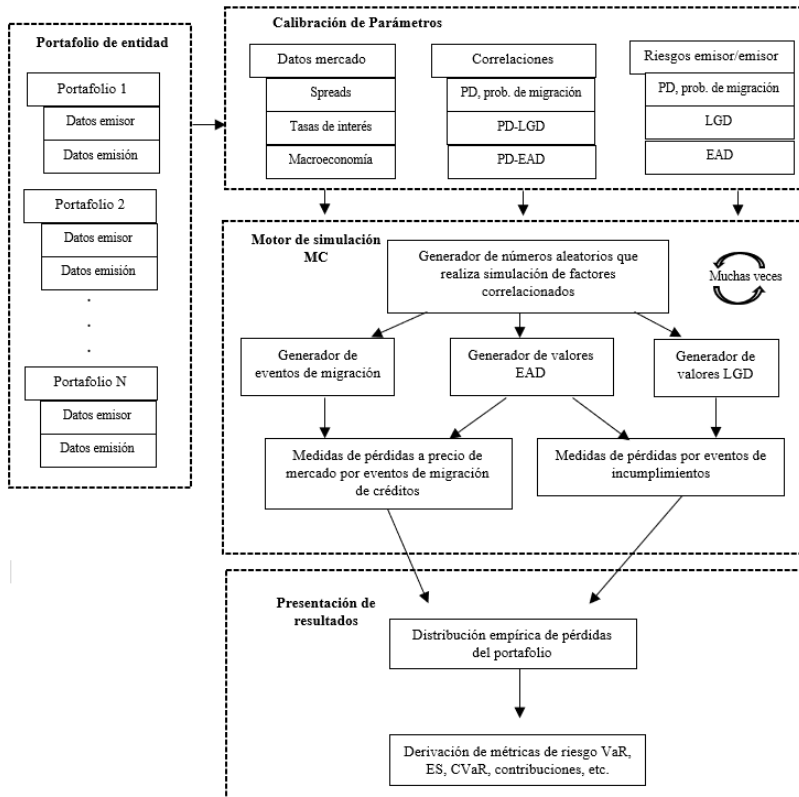
¹⁷La distribución beta se estima a través de los siguientes parámetros: $\alpha = \left[\mu_{LGD}^2 * \frac{(1-\mu_{LGD})}{\sigma_{LGD}^2} \right] - \mu_{LGD}$ y $\beta = \alpha * \left[\frac{1}{\mu_{LGD}} - 1 \right]$ donde μ_{LGD} representa el promedio del porcentaje de pérdidas históricas dado el evento de incumplimiento y σ_{LGD}^2 la varianza de tales porcentajes históricos, ambos por calificación crediticia y tipo de subordinación de deuda.

¹⁸Ver Anexo A.

¹⁹Ver Tabla A2.

empleada se tomó de 2018 *Annual Global Corporate Default And Rating Transition Study* de S&P Ratings. Las probabilidades reportadas en la matriz fueron ajustadas hacia arriba en algunos pb sin violar el “rank order”, es decir, se mantiene una progresión en una dirección de tal manera que las probabilidades de *default* son crecientes (nunca decrecientes) a medida que se pasa de calificaciones de mejor calidad hacia *rating* menores. Los ajustes a la matriz se realizaron conforme lo propuesto por Gupton et al. (1997), Löffler & Posch (2011) y Forsman (2012)²⁰.

FIGURA 5: Diagrama de simulación de un modelo de riesgo de crédito



Fuente: Elaboración propia basada en Baesens & Van Gestel (2009).

²⁰Ver Tabla A3.

- **Correlación:** Conforme lo descrito bajo la modalidad de incumplimiento.

5.1. Discusión de resultados

El perfil de riesgo de crédito determina el máximo nivel de dicho riesgo que el BCN podría aceptar conforme lo lineamientos estratégicos y operativos para la administración de sus RIB, considerando una exposición en el sector comercial de 9.2 por ciento (US\$229.7 millones) y un horizonte de inversión de un año. Para determinar ese perfil, se estableció un escenario de análisis y un rango de herramientas analíticas²¹ mediante la implementación de simulaciones de Monte Carlo. En el escenario de análisis las métricas de riesgos se calcularon para diferentes niveles de confianza y supuestos de distribución a fin de observar la sensibilidad de las pérdidas por la exposición a las entidades bajo estudio. Los resultados obtenidos para las modalidades de *default* y migración se presentan en la Figura 6²².

Conforme las salidas del modelo, al 99.9 por ciento de confianza, el BCN podría observar una pérdida máxima o VaR de 9.19 millones de dólares (4 % de Mp) bajo la modalidad de incumplimiento y para un horizonte de inversión de un año. En el caso de la modalidad de migración, se podría registrar un VaR de 19.06 millones de dólares (8.3 % de Mp). Cabe mencionar que a niveles de confianza de 95 por ciento y 97.5 por ciento no se observaron contribuciones al VaR bajo la modalidad de *default*. Esos resultados son explicados por las menores probabilidades de incumplimiento de las contrapartes y por los límites prudenciales de exposición por calificación crediticia estipulados en la Política RIB del BCN. Esos resultados son consistentes con lo discutido en Ramaswamy (2004) y Bindseil et al. (2007).

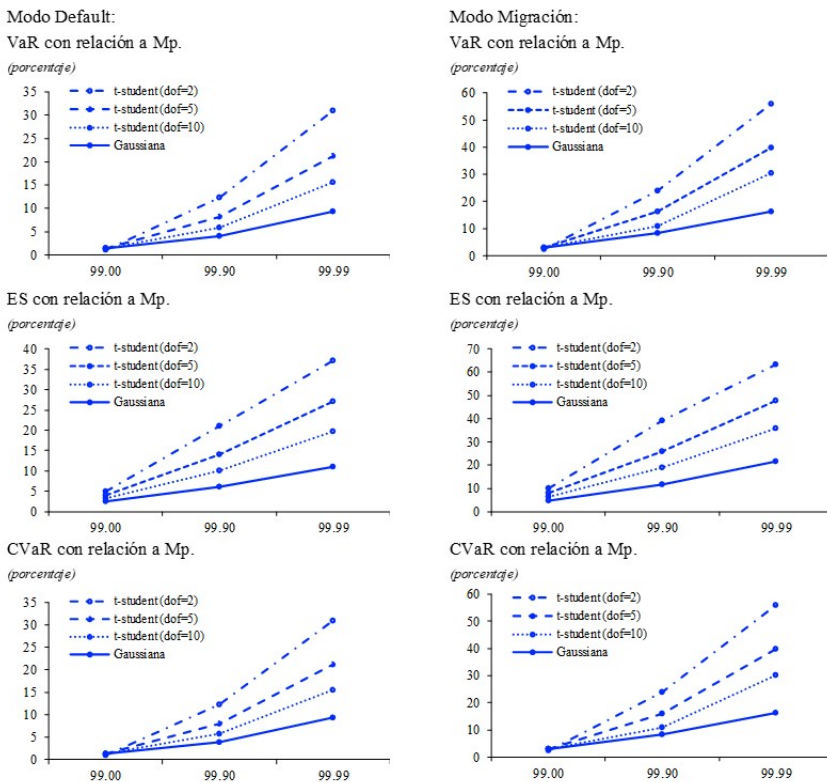
Aunque, el VaR es una métrica de riesgo muy útil, esta falla en reflejar la severidad de la pérdida en el peor de los escenarios; es decir, en el caso de que la pérdida exceda el VaR. Dicha métrica no proporciona información sobre hasta qué punto la cola de la distribución de pérdidas se extiende. Esta información es crítica si el administrador del portafolio está interesado en restringir la severidad de las pérdidas en el peor de los casos, es cuando las pérdidas exceden al VaR. Sobre el particular, la métrica ES provee una mejor estimación de los riesgos en la cola de la distribución para las modalidades en estudio.

²¹Dichas herramientas son calculadas utilizando las ecuaciones 2, 4 y 7.

²²En las Tablas A3 y A4 se presentan los resultados en términos monetarios.

En línea con lo anterior, del ejercicio se desprende que, bajo la modalidad de incumplimiento, el administrador del portafolio podría observar una pérdida en promedio de 13.92 millones de dólares (6.1 % de Mp), si eventos de crédito ocurren con un nivel de confianza de 99.9 por ciento. Bajo la modalidad de migración, se obtiene que el Banco podría registrar una pérdida en exceso del VaR de 27.6 millones de dólares (11.8 % de Mp) para un horizonte de un año, si eventos de crédito ocurren con una probabilidad de 0.10 por ciento. Asimismo, como métrica complementaria se procedió a estimar el CVaR; es decir, el capital requerido por el BCN como amortiguador de los riesgos del portafolio para un horizonte de un año, como resultado de posibles incumplimientos y/o cambios en las calificaciones de los emisores.

FIGURA 6: Resultados de la estimación



Nota:—Resultados obtenidos con 100 mil simulaciones.
Fuente: Elaboración propia.

Según la literatura, el supuesto de distribución normal multivariada podría subestimar de manera importante los parámetros de un modelo de riesgo de crédito. Por tanto, en este trabajo también se procedió a estimar el perfil de riesgo de crédito asumiendo una distribución *t-student* con *df* grados de libertad. En ese sentido, las medidas de riesgo estimadas son significativamente mayores a un nivel de confianza de 99.9 por ciento utilizando una cópula *t* con 2 *df* en comparación a la distribución Gaussiana. De hecho, cuando el nivel de confianza es elevado a 99.99 por ciento, el riesgo de crédito se convierte en una fuente importante de potenciales pérdidas para el administrador del portafolio. Los resultados son consistentes con Mashal & Naldi (2002), Jablonský (2007), Chang & Chen (2010) y Velasco (2013).

Asimismo, en esos trabajos se argumenta que, considerando la capacidad de ajustarse a los datos empíricos, la cópula *t* es generalmente superior a la cópula Gaussiana y que, las correlaciones de incumplimiento son mayores con cópulas *t*. Por consiguiente, existen mayores escenarios en los que múltiples entidades caen en *default* u observan deterioro de sus calificaciones crediticias. Asimismo, se destaca que el número de grados de libertad tiene un rol importante en el análisis, ya que para mayores *df*, los resultados se aproximan a los obtenidos con la cópula Gaussiana. Por tanto, la elección de la distribución tiene consecuencias significativas para los cuantiles de pérdidas crediticias, especialmente en las colas.

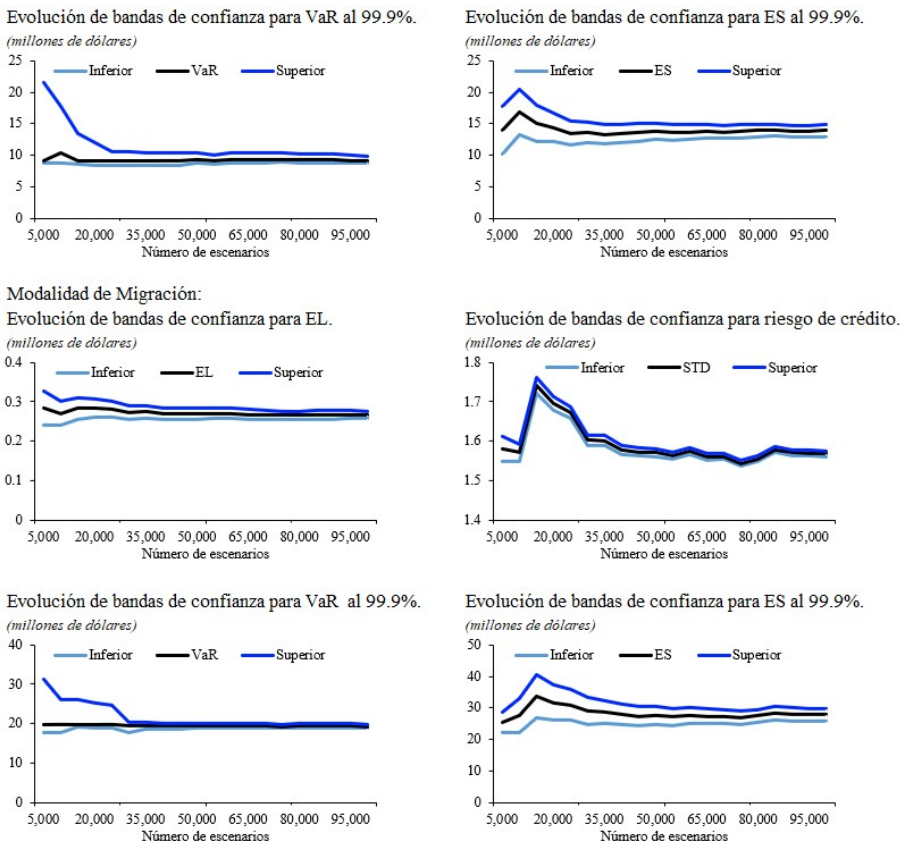
Finalmente, según las guías del BIS para manejo de riesgo de crédito, si el administrador del portafolio utiliza modelos de riesgo de crédito para medir desempeño asociado a una estrategia “*buy and hold*”, este podría optar razonablemente por los resultados en la modalidad de incumplimiento. Esto aplicaría para la gestión de las reservas internacionales del BCN. En contraste, ciertas decisiones de valoración para un portafolio de créditos más líquidos podrían requerir de una definición de medida de pérdida que incorpore cambios potenciales en los márgenes de créditos. En ese caso, se optaría por los resultados bajo la modalidad de migración.

5.2. Evaluando precisión

En la metodología de Creditmetrics[®], Gupton et al. (1997) proponen bandas de confianza basadas en la observación de que el número de escenarios con pérdidas excediendo el VaR es una variable aleatoria que sigue una distribución binomial con media $n(1 - a)$ y desviación estándar de $\sqrt{na(1 - a)}$, donde n equivale al número de simulaciones y a corresponde al nivel de con-

fianza del VaR. Por ejemplo, si el VaR al 99.9 por ciento es estimado con 100 mil simulaciones, como en este trabajo, entonces el número esperado de escenarios con pérdidas excediendo ese límite sería 100. La metodología permite calcular la desviación estándar y encontrar los resultados de la simulación en los límites superiores e inferiores del VaR. Para una muestra grande, es razonable la aproximación de la distribución de pérdidas que exceden el VaR mediante una distribución normal y, concluir que existe 68 por ciento de probabilidad que el “verdadero” VaR estará dentro de una desviación estándar alrededor del VaR estimado.

FIGURA 7: Análisis de precisión



Nota:–Bandas de confianza al 90 %.
Fuente: Elaboración propia.

Cabe destacar que la desviación estándar de la distribución binomial incre-

menta con el número de simulaciones n ; pero, este valor sólo representa el índice de observaciones. En la medida que n incrementa, las simulaciones individuales son menos dispersas, como resultado, la desviación estándar del VaR tiende a decrecer. Para el ejercicio de 100 mil simulaciones se estiman bandas de confianza alrededor de las diferentes métricas estimadas y se examina cómo esas bandas evolucionan en la medida en que se incrementan los escenarios para el análisis.

De la Figura 7 se desprende que las bandas de confianza para cada una de las métricas estimadas son razonablemente ajustadas y se podrían tomar decisiones relacionadas a la gestión del portafolio basadas en los resultados de este trabajo. Asimismo, se podría estar satisfecho con la precisión de las estimaciones en vista de que con la mitad del esfuerzo se podrían obtener resultados similares. Esto es debido a que solamente, en promedio, uno de cada mil escenarios produce un valor que significativamente influenciaría las estimaciones obtenidas.

6. Conclusiones

En este trabajo se presentó un modelo de riesgo de crédito (CVaR) para determinar el perfil de riesgo crediticio del BCN en la gestión de sus reservas internacionales, asumiendo una exposición en el sector comercial de 9.2 por ciento de las RIB. Este modelo está basado en los aportes de Creditmetrics®[®], que se ha convertido en un potente estándar de la industria para la comprensión y gestión del riesgo de crédito. Asimismo, se utilizaron funciones cópulas, para mejorar las estimaciones de las métricas de riesgo, sin la necesidad de partir de supuestos que puedan llevar a subestimación o sobrestimación de dichas métricas. Intercambiar entre distribuciones Gaussianas y cópula t , generó información relevante para la gestión de riesgo de crédito. Por su parte, el empleo de la técnica de simulación de Monte Carlo incrementa la flexibilidad y precisión de las estimaciones en términos de sensibilidad, análisis y pruebas de estrés.

En vista de que las inversiones de RIB se mantienen hasta su vencimiento, el BCN podría estar interesado por los resultados obtenidos bajo la modalidad de incumplimiento para definir su perfil de riesgo de crédito de las inversiones y con ello, asegurar la diversificación y disminuir el impacto de un evento crediticio sobre su posición financiera. Al respecto, con un nivel de confianza del 99.9 por ciento, se estima una pérdida máxima o VaR de 9.19 millones de dólares (4% de Mp) bajo la modalidad de incumplimiento, en un

horizonte de inversión de un año. Asimismo, el administrador del portafolio podría observar una pérdida promedio en exceso del VaR de 13.92 millones de dólares (6.1 % de Mp), si eventos de crédito relacionados a *defaults* ocurren con una probabilidad de 0.10 por ciento. Cabe mencionar que la elección de la función cópula y el nivel de significancia son cruciales en el análisis. De hecho, a un nivel de confianza de 99.99 por ciento y con una distribución cópula *t* con 2 *df*, el riesgo de crédito se convierte en una fuente importante de potenciales pérdidas para el administrador del portafolio.

Este estudio está sujeto a futuras extensiones y mejoras en temas de riesgo de crédito. Una línea de investigación podría incorporar indicadores basados en mercado (MBIs, por sus siglas en inglés), *credit default swaps* o probabilidades de incumplimiento para cada contraparte o emisor (comercial y/o soberano), que podrían ser proporcionadas por sitios financieros especializados; o bien, el BCN podría optar por desarrollar su propio modelo interno de crédito utilizando los principios de Basilea. En todo caso se requiere contar con información suficiente para asegurar que las entidades sean analizadas en un esquema de mercado semejante.

Referencias

- Acerbi, C. & Tasche, D. (2002), 'On the coherence of expected shortfall', *Journal of Banking & Finance* **26**(7), 1487–1503.
- Allen, L. & Saunders, A. (2002), 'A survey of cyclical effects in credit risk measurement models'.
- Altman, E. I. (2006), Default recovery rates and lgd in credit risk modeling and practice: an updated review of the literature and empirical evidence, Technical report, Citeseer.
- Arévalo, R., Aguilar, E. & Mejía, S. (2018), 'Estimación del riesgo de crédito para portafolios de reservas internacionales', *Foro de Investigadores de Bancos Centrales del Consejo Monetario Centroamericano* .
- Baesens, B. & Van Gestel, T. (2009), 'Credit risk management: Basic concepts'.
- Bank of Israel (2015), *Investment of the Foreign Exchange Reserves*, Bank of Israel.

- Bindseil, U., van der Hoorn, H., Nyholm, K. & Schwartzlose, H. (2007), ‘The use of portfolio credit risk models in central banks’, *ECB Occasional Paper* (64).
- BIS (1999), *Principles for the Management of Credit Risk*, Basel Committee on Banking Supervision, BIS.
URL: <https://www.bis.org/publ/bcbs54.pdf>
- BIS (2005), *An Explanatory Note on the Basel II IRB Risk Weight Functions*, Basel Committee on Banking Supervision, BIS.
URL: <https://www.bis.org/bcbs/irbriskweight.pdf>
- Bolancé Losilla, C., Guillén, M. & Padilla Barreto, A. E. (2015), ‘Estimación del riesgo mediante el ajuste de cópulas’, *UB Riskcenter Working Paper Series*, 2015/01 .
- Chamizo Cana, Á. & Novales Cinca, A. (2019), ‘Splitting credit risk into systemic, sectorial and idiosyncratic components’.
- Chang, J.-R. & Chen, A.-C. (2010), Copula, correlated defaults, and credit var, in ‘Handbook of quantitative finance and risk management’, Springer, pp. 697–711.
- Chatterjee, S. et al. (2015), ‘Modelling credit risk’, *Handbooks* .
- Chen, J. M. (2014), ‘Measuring market risk under the basel accords: Var, stressed var, and expected shortfall’, *Stressed VaR, and Expected Shortfall (March 19, 2014)* **8**, 184–201.
- Cirillo, P. (2015), ‘Credit risk management’.
- CreditRisk+ : A Credit Risk Management Framework* (1997), Credit Suisse Financial Products.
URL: <https://books.google.com.ni/books?id=3BEuygAACAAJ>
- Crouhy, M., Galai, D. & Mark, R. (2000), ‘A comparative analysis of current credit risk models’, *Journal of Banking & Finance* **24**(1-2), 59–117.
- Duffie, D. & Singleton, K. J. (1999), ‘Modeling term structures of defaultable bonds’, *The review of financial studies* **12**(4), 687–720.
- Embrechts, P., McNeil, A. & Straumann, D. (2002), ‘Correlation and dependence in risk management: properties and pitfalls’, *Risk management: value at risk and beyond* **1**, 176–223.

- Fabozzi, F. J. & Pollack, I. M. (2005), *The handbook of fixed income securities*, Vol. 4, McGraw-Hill New York.
- Fischer, M. & Jakob, K. (2015), Copula-specific credit portfolio modeling, in 'Innovations in Quantitative Risk Management', Springer, pp. 129–145.
- Forsman, M. (2012), 'A model implementation of incremental risk charge'.
- Frey, R. & McNeil, A. J. (2003), 'Dependent defaults in models of portfolio credit risk', *Journal of Risk* **6**, 59–92.
- Giesecke, K. (2004), 'Credit risk modeling and valuation: An introduction', Available at SSRN 479323 .
- Glasserman, P. (2005), 'Measuring marginal risk contributions in credit portfolios', *FDIC Center for Financial Research Working Paper* (2005-01).
- Gordy, M. B. (2000), 'A comparative anatomy of credit risk models', *Journal of Banking & Finance* **24**(1-2), 119–149.
- Gupton, G. M., Finger, C. C. & Bhatia, M. (1997), 'Creditmetrics', *Technical Document*, New York .
- Hamerle, A., Liebig, T. & Rösch, D. (2003), 'Credit risk factor modeling and the basel ii irb approach'.
- Héroult, A. R., Julio, J. M., Mera, S. J. et al. (2002), La curva spot (cero cupón), estimación con splines cúbicos suavizados, usos y ejemplos, Technical report, Banco de la República.
- Hull, J. C. & White, A. D. (2000), 'Valuing credit default swaps i: No counterparty default risk', *The Journal of Derivatives* **8**(1), 29–40.
- Jablonský, P. (2007), 'Measuring credit risk for portfolios with heavy-tailed risk factors'.
- Jarrow, R. A. & Turnbull, S. M. (1995), 'Pricing derivatives on financial securities subject to credit risk', *The journal of finance* **50**(1), 53–85.
- Johnson, C. (2001), 'Value at risk: Teoría y aplicaciones.', *Estudios de economía* **28**(2), 217–247.
- Jorion, P., of Risk Professionals), G. G. A. & of Risk Professionals, G. A. (2010), *Financial Risk Manager Handbook, + Test Bank: FRM Part I / Part II*, Wiley Finance Editions, Wiley.
- URL:** <https://books.google.com.ni/books?id=dWtaAAAAYAAJ>

- Jurča, P. (2020), Credit risk, Katedra aplikovanej matematiky a štatistiky.
- Kollár, B. & Gondžárová, B. (2015), ‘Comparison of current credit risk models’, *Procedia economics and finance* **23**, 341–347.
- Loeffler, G. & Posch, P. N. (2011), *Credit risk modeling using Excel and VBA*, John Wiley & Sons.
- Martínez, O. & Ballón, R. (2009), ‘Medición del riesgo crediticio en contrapartes bancarias de las reservas internacionales del banco central de bolivia’, *Banco Central de Bolivia* pp. 1–32.
- Mashal, R. & Naldi, M. (2002), ‘Pricing multiname credit derivatives: heavy tailed hybrid approach’, *Available at SSRN 296402* .
- McNeil, A., Frey, R. & Embrechts, P. (2005), *Quantitative Risk Management: Concepts, Techniques, and Tools*, Princeton Series in Finance, Princeton University Press.
URL: <https://books.google.com.ni/books?id=mpTknQEACAAJ>
- Melo-Velandia, L. F., Becerra-Camargo, O. R. & Melo-Velandia, L. F. (2005), ‘Medidas de riesgo, características y técnicas de medición: Una aplicación del var y el es a la tasa interbancaria de colombia’, *Borradores de Economía; No. 343* .
- Merton, R. C. (1974), ‘On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates’, *The Journal of finance* **29**(2), 449–470.
- Ramaswamy, S. (2004), ‘Setting counterparty credit risk limits for the reserves portofolio’, *Risk Management for Central Bank Foreign Reserves* .
- Ruíz, M., Cabrales, A. & Cárdenas, M. (2015), ‘A tool for measuring and managing credit risk in portfolios of foreign reserves’, *Procedia economics and finance* **29**, 144–157.
- Salazar, D., Tindal, V. et al. (2015), El var crediticio como herramienta para monitorear el riesgo crediticio en la inversión de las reservas monetarias internacionales del banco central de bolivia, Technical report, Banco Central de Bolivia.
- Velasco, A. R. H. (2013), ‘Riesgo de modelo en la estimación del var y el cvar: aplicación a carteras de renta variable y carteras de deuda.’.

- Wilson, T. (1998), ‘Creditportfolioview approach documentation and user’s documentation’, *Zurich: McKinsey and Company* .
- Witzany, J. (2017), Credit risk management: Pricing, measurement, and modeling, *in* ‘Credit Risk Management’, Springer, pp. E1–E1.
- Zhang, X. (2017), Essays in credit risk management, PhD thesis, University of Glasgow.
- Zhou, C. (2001), ‘The term structure of credit spreads with jump risk’, *Journal of Banking & Finance* **25**(11), 2015–2040.

A. Creditmetrics[®] bajo enfoque de migración

Según Cirillo (2015), en la metodología los umbrales son definidos mediante las calificaciones crediticias y no mediante los pasivos de la entidad.

Asumiendo una contraparte que tiene asignada alguna calificación crediticia, “A”, al principio del periodo $[0, T]$. Esto implica que, mediante la matriz de transición, es posible conocer las probabilidades de migración de la contraparte de un *rating* a otro.

Con \bar{p} , $0 \leq j \leq n$, que indica la probabilidad de que la entidad estará en la calificación j en el momento T . Ordenando las j de tal forma que $j = 0$ indique “incumplimiento” e $j = n$ implique que la entidad está en la mejor calificación, “AAA”. Con $\bar{p} = 0$, es decir, la probabilidad de incumplimiento de la contraparte.

Empleando la notación del Modelo de Merton (1974), el valor de los activos de la entidad en T es definido como A_i , el cual está vinculado a una distribución normal. Entonces, es posible definir una serie de umbrales tales que:

$$\infty = z_0 < z_1 < z_2 < \dots < z_n < z_{n+1} = \infty), \quad (13)$$

Tal que $P(z_j < A_i \leq z_{j+1}) = \bar{p}(j)$, $\forall j \in \{0, \dots, n\}$. De esta manera, se pueden trasladar las probabilidades de transición en una serie de umbrales para el proceso de valoración del activo.

El umbral z_1 esta referido al incumplimiento. Los umbrales mayores representan los niveles de valoración que definen los límites de las calificaciones crediticias más altas. En ese sentido, una contraparte pertenece al *rating* de clase j al tiempo T si y sólo si

$$z_j < A_i \leq z_{j+1} \quad (14)$$

En Creditmetrics[®], para explotar las propiedades de la distribución normal estándar, el valor del activo, A_i , es transformado en:

$$X_T = \frac{\log(A_i) - \log(A_0) - (r - \sigma_A^2 / 2)T}{\sigma_A \sqrt{T}} \quad (15)$$

Lo mismo para los umbrales:

$$z_j^* = \frac{\log(Z_j) - \log(A_0) - (r - \sigma_A^2 / 2)T}{\sigma_A \sqrt{T}} \quad (16)$$

Como resultado de esta nueva parametrización, se obtiene una entidad que pertenece al *rating* de clase j en el tiempo T si y sólo si

$$z_j^* < X_T < z_{j+1}^* \quad (17)$$

B. Realizaciones de activos correlacionados

Según Baesens & Van Gestel (2009), asumiendo un modelo unifactorial (one-factor model) para un portafolio con una correlación de activos homogéneos ϱ . Los retornos estandarizados de los activos (variable latente) son obtenidos mediante:

$$vr_i = \sqrt{\varrho}\eta + \sqrt{1 - \varrho} \varepsilon_i \quad (18)$$

Donde η y ε_i son simulaciones derivadas de distribuciones normales estándares independientes. El componente sistemático de los retornos de los activos es igual a $\sqrt{\varrho}\eta$; mientras que, la parte propia de la institución $\sqrt{1 - \varrho} \varepsilon_i$ se refiere al componente idiosincrático. Otras aplicaciones contienen activos correlacionados no homogéneos. Las contrapartes presentan una mayor o menor dependencia en función del sector industrial o región geográfica en que operan. Sea $Q_\varrho \in \mathbb{R}^N$ la matriz de correlación del retorno de los activos r_i , con $q_{\varrho, ij} = \text{corr}(r_i, r_j)$ ($i, j = 1, \dots, N$). La factorización de Cholesky $Q_\varrho = R^T R$ es una generalización de $\sqrt{\varrho}$ en (18). La matriz R es una matriz triangular superior tal que $Q_\varrho = R^T R$. En vista de que las matrices de correlaciones son simétricas y en teoría positivas definidas, entonces la descomposición de Cholesky es posible. Los retornos de los activos correlacionados son generados mediante:

$$r_i = R^T \eta + \sqrt{1 - \varrho} \varepsilon_i \text{ con } \varrho_i = \sum_{j=1}^i R(j, i)^2, \quad (19)$$

El vector $\eta \in \mathbb{R}^N$ de los factores dependientes y el ruido idiosincrático ε_i son simulaciones derivadas de distribuciones normales estándares independientes. En el caso de correlaciones de activos no homogéneos, es computacionalmente difícil derivar todas las correlaciones para portafolios grandes. Al respecto, Creditmetrics® propone realizar la regresión del retorno derivado del activo para la entidad i sobre un número de $n \ll N$ factores f_j ($i = 1, \dots, n$):

$$r_i = w_{i1}f_1 + w_{i2}f_2 + \dots + w_{in}f_n + \sigma_i\varepsilon_i \quad (20)$$

Donde los factores f_j son realizaciones estandarizadas de los factores de riesgos sectoriales y geográficos. Las cargas de factor w_{ij} ($j = 1, \dots, n$) re-

presentan el peso del factor j que explica r_i . Esos pesos pueden obtenerse mediante regresiones de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), en las que típicamente se impone que $0 \leq w_{ij} \leq 1$ o $-1 \leq w_{ij} \leq 1$. Por su parte, la varianza σ_i^2 es obtenida de la restricción de varianza unitaria en r_i :

$$\sigma_i = \sqrt{1 - \sum_{k=1}^b \sum_{l=1}^n w_{ik} w_{il} \rho_{fk,fl}} \quad (21)$$

La correlación entre los activos i y j se obtiene mediante:

$$\rho_i = \begin{bmatrix} w_{i1} \\ w_{i2} \\ \vdots \\ w_{in} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} 1 & \rho_{f1f2} & \dots & \rho_{f1fn} \\ \rho_{f2f1} & 1 & \dots & \rho_{f2fn} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{fnf1} & \rho_{fnf2} & \dots & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} w_{j1} \\ w_{j2} \\ \vdots \\ w_{jn} \end{bmatrix} \quad (a)$$

Basado en la descomposición de Cholesky de la matriz de correlación de factores $[\rho_{fk,fl}]$ $k, l = 1 : n$, solamente es necesario almacenar la ponderación de los factores w para cada activo i y la varianza idiosincrática σ_i^2 . Las correlaciones de los factores pueden obtenerse de los retornos históricos de índices por sector o región geográfica, en los que se puede enfatizar periodos de estrés o escoger la dependencia en conjunto con la experiencia financiera. Entonces, es posible generar una simulación de factores correlacionados derivados de la descomposición de Cholesky y, una simulación para $\varepsilon_i \forall i = 1, \dots, N$. Los retornos de los activos correlacionados son obtenidos de (a).

Se asignará hasta uno por ciento (1%) del total de las RIB a la institución financiera comercial que cuente con calificación crediticia de A+, A, A-, BBB+, BBB o BBB-; para las inversiones del Mercado Internacional de Capitales. La exposición máxima en estas instituciones financieras no podrá exceder en su conjunto el seis por ciento (6%) de las RIB.

Para efectos de definir la exposición máxima de riesgo crediticio por institución financiera se utilizará la calificación menor otorgada a la institución por las agencias calificadoras de riesgo.

A. Anexos

TABLA A1: Política para la Administración de las RIB del BCN

Artículo	Contenido
Arto. 13 Instrumentos de Inversión Elegibles	<p>Las reservas internacionales del BCN podrán estar constituidas por uno o varios de los siguientes activos:</p> <ul style="list-style-type: none"> ■ Divisas, en poder del BCN o depositadas en cuentas en instituciones financieras de primer orden fuera del país. ■ Cualquier instrumento de inversión del Mercado Monetario Internacional, emitido por instituciones financieras de primer orden fuera del país. ■ Oro. Al Consejo Directivo del BCN le corresponde autorizar la tenencia de reservas en este rubro y su proporción con relación a las reservas totales. ■ Valores públicos de primer orden emitidos por gobiernos extranjeros, o sus agencias. ■ Otros valores negociables de primer orden emitidos por entidades internacionales o instituciones financieras fuera del país. ■ Cualquier otro instrumento de inversión de primer orden internacionalmente reconocido como componente de los activos de reserva de un banco central.
Arto. 15 Instituciones Financieras Elegibles	<p>Las instituciones financieras en las que se depositen o inviertan las reservas internacionales, deberán tener "grado de inversión", según definición de las agencias calificadoras de riesgo, y dentro de este grado deberán tener las siguientes calificaciones de riesgo crediticio:</p> <ul style="list-style-type: none"> ■ Para instrumentos del Mercado Monetario Internacional, la calificación de riesgo crediticio de corto plazo no deberá ser menor de "A-3" según Standard & Poor's, "F3" según Fitch Ratings y "P-3" según Moody's Investors Service. ■ Para instrumentos del Mercado Internacional de Capitales, la calificación de riesgo crediticio de largo plazo no deberá ser menor de "BBB-" según Standard & Poor's y Fitch Ratings y "Baa3" según Moody's Investors Service.
Arto. 16 Límites Máximos de Exposición	<p>Los límites máximos de exposición de riesgo crediticio para instituciones financieras depositarias, contrapartes de inversión y emisoras serán los siguientes:</p> <ul style="list-style-type: none"> ■ Para los bancos centrales, entidades oficiales y organismos financieros supranacionales y multilaterales podrá ser en su conjunto de hasta un cien por ciento (100%) de las RIB. ■ Para las instituciones financieras comerciales no podrá exceder en su conjunto el treinta por ciento (30%) del total de las RIB. ■ La exposición máxima individual de riesgo crediticio con las instituciones financieras comerciales que cumplan con la calificación crediticia mínima indicada en el inciso "b", del Artículo 15, estará determinada para cada calificación como un porcentaje de las RIB, según el siguiente detalle: Calificación crediticia a largo plazo (límite máximo %RIB): AAA (15%), AA⁺ (10%), AA (7.5%) y AA⁻ (5%).

Fuente: Banco Central de Nicaragua.

TABLA A2: Curva cupón cero por calificación crediticia
(porcentaje)

Calificación	Periodo (año)							
	1	2	3	4	5	6	7	8
AAA	1.740	1.823	1.818	1.833	1.883	1.960	2.058	2.171
AA	1.998	2.112	2.223	2.301	2.353	2.389	2.422	2.459
A	2.360	2.419	2.538	2.624	2.706	2.784	2.879	2.981
BBB	2.687	2.885	2.897	2.967	3.145	3.343	3.482	3.551
BB	4.864	5.003	4.659	4.346	4.475	4.800	5.102	5.317
B	7.285	6.313	6.079	6.257	6.513	6.726	6.954	7.204
CCC	9.978	6.600	7.264	8.899	10.538	11.863	12.761	13.201

Fuente: Refinitiv.

TABLA A3: Matriz de Transición
(porcentaje)

Rating inicial	Rating al fin de año							
	AAA	AA	A	BBB	BB	B	CCC	D
AAA	88.81	9.41	0.54	0.05	0.08	0.03	0.05	0.00
AA	0.52	90.64	8.17	0.51	0.05	0.06	0.02	0.02
A	0.03	1.76	92.28	5.40	0.3	0.12	0.02	0.06
BBB	0.01	0.09	3.64	91.60	3.85	0.49	0.11	0.18
BB	0.01	0.03	0.12	5.34	85.79	7.36	0.60	0.72
B	0.00	0.02	0.09	0.19	5.62	85.89	5.04	3.92
CCC	0.00	0.00	0.13	0.23	0.69	15.63	51.47	31.82

Fuente: Elaboración propia con información de S&Poor's.

TABLA A4: Resultados de modo incumplimiento
(millones de dólares)

Métrica de riesgo	Confianza (%)	Distribución de cópula			
		Gaussiana	t-student (df=2)	t-student (df=5)	t-student (df=10)
Pérdida esperada		0.11	0.11	0.11	0.11
Riesgo de crédito		0.77	1.84	1.35	1.04
Value at Risk	99.00	3.22	2.53	3.11	3.22
	99.90	9.19	28.23	18.59	13.36
	99.99	21.49	71.04	48.91	35.79
Credit VaR (cap. econ.)	99.00	3.11	2.41	3.00	3.11
	99.90	9.08	28.12	18.47	13.25
	99.99	21.38	70.92	48.80	35.68
Expected shortfall	99.00	5.72	11.34	9.36	7.51
	99.90	13.92	48.20	32.26	23.03
	99.99	25.35	85.12	62.26	45.34

Fuente: Elaboración propia.

TABLA A5: Resultados de modo migración
(millones de dólares)

Métrica de riesgo	Confianza (%)	Distribución de cópula			
		Gaussiana	t-student (df=2)	t-student (df=5)	t-student (df=10)
Pérdida esperada		0.26	0.26	0.26	0.26
Riesgo de crédito		1.53	3.48	2.55	2.02
Value at Risk	99.00	6.73	5.62	6.75	6.81
	99.90	19.06	54.92	37.19	25.35
	99.99	37.75	128.87	91.76	69.79
Credit VaR (cap. econ.)	99.00	6.47	5.35	6.49	6.55
	99.90	18.80	54.65	36.93	25.10
	99.99	37.49	128.61	91.50	69.53
Expected shortfall	99.00	10.92	22.80	18.39	14.71
	99.90	27.06	90.08	59.49	43.46
	99.99	49.44	145.66	109.64	82.39

Fuente: Elaboración propia.

Hechos estilizados de la economía nicaragüense

William Alberto Mendieta Alvarado*

Resumen

Los modelos son herramientas útiles para el proceso de formulación de políticas. Sin embargo, su utilidad está condicionada a la capacidad que éstos tienen de replicar hechos estilizados de la economía. En este documento se identifican las principales características de las fluctuaciones económicas de Nicaragua, con el objetivo de apoyar el proceso de validación de los modelos económicos. Primero se analizan las características estructurales de largo plazo, desde la perspectiva de la oferta y la demanda agregada. Luego, se analizan las propiedades cíclicas de la economía. Para esto se utiliza el filtro Hodrick-Prescott (HP) para extraer el componente cíclico de las series. Si bien el filtro HP es muy popular para la estimación de los ciclos, es propenso a críticas relacionadas con la elección del parámetro de suavizamiento (λ). Considerando estas críticas, se estima el parámetro λ apropiado para la economía Nicaragüense utilizando la metodología de [Marcet & Ravn \(2004\)](#).

Palabras Clave: Ciclos económicos, Filtro Hodrick-Prescott, Modelos económicos

Códigos JEL: C1, E3, E6

* El autor fue Investigador Principal I del Banco Central de Nicaragua. El contenido de este documento es de exclusiva responsabilidad del autor y no necesariamente representa la posición oficial del Banco Central de Nicaragua. Para comentarios contactar al autor a través del correo: wmendieta89@gmail.com.

1. Introducción

De acuerdo al estadístico George E. P. Box, “todos los modelos están equivocados, pero algunos son útiles”. En línea con la última parte de este aforismo, los centros de pensamiento, incluidos bancos centrales, han invertido en el desarrollo de modelos para apoyar el proceso de formulación de políticas y pronósticos. Según [Avouyi-Dovi et al. \(2007\)](#), los bancos centrales desde hace más de 60 años han apoyado su toma de decisiones en modelos, empleando desde modelos econométricos uniecuacionales, modelos macroeconómicos, modelos dinámicos estocásticos y de equilibrio general, entre otros ([Tovar 2008](#)). Sin embargo, su utilidad está condicionada, en primer lugar, a qué tan buenos son en replicar ciertos hechos estilizados de las economías a las cuales fueron calibrados o estimados. En este sentido, a partir del trabajo de [Kydland & Prescott \(1990\)](#), es una práctica usual que los modelos económicos repliquen características fundamentales de la economía, principalmente en términos de sus propiedades cíclicas.

Considerando lo anterior, este documento tiene por objetivo identificar los hechos estilizados de la economía nicaragüense y, con ello, apoyar el proceso de validación de los modelos económicos dentro del Banco Central de Nicaragua (BCN). [Castillo et al. \(2006\)](#), quienes proveen los hechos estilizados para la economía peruana, citan diversos documentos que realizan un análisis similar al del presente, destacando para economías avanzadas a [Kydland & Prescott \(1990\)](#), [Backus et al. \(1992\)](#) y, para el caso de economías emergentes a [Kydland & Zarazaga \(1997\)](#), [Neumeyer & Perri \(2005\)](#), [Bergoeing Vela & Suárez \(2001\)](#), [Restrepo & Soto \(2004\)](#), [Agénor & McDermott \(1999\)](#), [Aguiar & Gopinath \(2007\)](#), [Calderon & Fuentes \(2010\)](#) y [Cáceres & Sáenz \(2002\)](#).

El análisis se divide en dos grandes partes. En primer lugar se realiza un análisis de las características estructurales de la economía para el período 2006T1:2019T4, principalmente desde la perspectiva de la oferta y la demanda agregada. Los principales resultados de este análisis son que:

- El sector de servicios es el más importante dentro del Producto Interno Bruto (PIB), representando el 60 por ciento. Asimismo, el PIB de bienes y servicios no transables se estimó en 64.4 por ciento del PIB. Los componentes del PIB, tanto desde la perspectiva sectorial como de transabilidad, han permanecido estables a lo largo de la muestra.
- El *stock* de capital se estima en un valor 5.4 veces el del PIB, aunque

éste presenta una tendencia decreciente. Consistente con lo anterior, la productividad marginal del capital presenta una tendencia creciente, comparable con otras economías en desarrollo. El *stock* de capital ha crecido, en promedio 8.7 por ciento a lo largo de la muestra.

- La participación del trabajo como porcentaje del PIB representa el 65.4 por ciento. La fuerza laboral ha crecido 2.4 por ciento en el período 2010-2019, superior al crecimiento de la población.
- El consumo es el componente más importante dentro del PIB, representando el 90 por ciento de éste, mientras que la formación bruta de capital fijo representa cerca del 30 por ciento. A pesar de ello, la apertura comercial, medida como la suma de las exportaciones más importaciones, representa el 99 por ciento del PIB.
- Dada la estructura productiva del país, y la alta apertura comercial, los términos de intercambio juegan un rol importante en el desempeño del país, incidiendo principalmente a través de la competitividad externa.

La segunda parte del análisis consiste en caracterizar las fluctuaciones económicas de corto plazo de Nicaragua. Para ello, se extrae el componente de tendencia de las series utilizando el filtro desarrollado por Hodrick & Prescott (1997). Debido a que este filtro es sensible a la selección del parámetro de suavizamiento (λ), en el documento se utiliza la metodología de Marcet & Ravn (2004) para calcular el λ adecuado para Nicaragua, el cual se estimó en 1,121 para datos trimestrales (el λ típico es 1,600). Las características cíclicas fueron analizadas siguiendo a Kydland & Prescott (1990), Castillo et al. (2006) y Restrepo & Soto (2004), en términos de su persistencia, su volatilidad y los co-movimientos con el ciclo del PIB. Los principales resultados de este análisis son:

- Se identifican 3 fases cíclicas a lo largo de la muestra, los cuales tuvieron una duración media de 4.4 años.
- El consumo, la inversión, las exportaciones e importaciones son variables procíclicas. El consumo es la variable más estable (en términos de su volatilidad relativa al ciclo del PIB), y la inversión es la más volátil. El ciclo de las importaciones presenta la mayor correlación con el ciclo del PIB dentro del conjunto de componentes de demanda agregada.
- Los sectores productivos son pro-cíclicos, y son indicadores coincidentes con el ciclo del PIB. El ciclo del sector secundario es el que guarda una mayor correlación con el ciclo económico.

- Los factores de producción son pro-cíclicos y coincidentes con el ciclo económico. El *stock* de capital presenta una menor volatilidad relativa al ciclo económico, lo cual puede deberse a la composición del *stock* de capital. Tanto la rentabilidad del capital, el excedente de explotación bruto, como las remuneraciones, son variables procíclicas y coincidentes.
- Diferentes medidas de inflación siguen al ciclo económico, y presentan una menor volatilidad que la brecha del producto. Las presiones inflacionarias se generan principalmente por el lado de la oferta agregada (principalmente precios del petróleo y precios de alimentos), sin embargo no se puede descartar la incidencia de las presiones de demanda sobre el proceso inflacionario.
- Las tasas de interés activas y pasivas son variables que siguen al ciclo económico, y son medidas procíclicas. Sin embargo, presentan correlaciones contemporáneas y con adelantos del ciclo económico negativas, estadísticamente significativas.
- Los ciclos del crédito siguen al ciclo económico entre 1 y 2 trimestres, siendo una relación pro-cíclica. Esta evidencia indica una alta relevancia de los ciclos financieros, de modo que es un tema que merece estudiarse.
- Los depósitos, son coincidentes con el ciclo económico y, al igual que el crédito, es una variable pro-cíclica.
- Los términos de intercambio guardan una correlación estadísticamente significativa con adelantos del PIB de hasta 3 trimestres. Un patrón de comportamiento similar lo sigue el tipo de cambio real bilateral.
- Existe una sincronización entre los ciclos de EEUU y los de Nicaragua, con una correlación contemporánea, y adelantos y rezagos de hasta 1 trimestre, estadísticamente significativas.

El resto del documento se estructura de la siguiente manera. La sección 2 discute las características estructurales de la economía nicaragüense. La sección 3 aborda el análisis de las fluctuaciones económicas de corto plazo. Finalmente, en la sección 4 se presentan las conclusiones y sugerencias de futuras líneas de investigación que surgen del análisis.

2. Características estructurales

2.1. Oferta agregada

Entre los años 2006 y 2019 Nicaragua ha registrado un comportamiento estable en cuanto a su estructura productiva. Los cambios más relevantes se han dado en el marco jurídico tributario. Éste ha registrado, desde el año 2006, 10 modificaciones (entre acuerdos ministeriales y aprobación y/o reformas a la Ley Tributaria)¹.

A pesar de ello, las modificaciones realizadas a la estructura impositiva no han representado un cambio en la dinámica de los sectores económicos. Para ilustrar este punto, en la Tabla 1 se presenta una clasificación del PIB por el lado de la producción. Esta clasificación se realizó por medio de la Matriz Insumo-Producto (MIP), empleando la MIP producto por producto en su versión 39×39. Los supuestos empleados se resumen en la Tabla A1.

De acuerdo a esta clasificación, el sector terciario ha permanecido como el más importante a lo largo de la muestra, representando 60 por ciento del PIB². Éste fue seguido del sector secundario, el cual comprendió el 23.1 por ciento del PIB, seguido del sector primario con 16.8 por ciento. Al dividir el período de análisis los resultados son similares, sugiriendo una baja capacidad de transformación de la matriz productiva desde el año 2006.

TABLA 1: Componentes de oferta del PIB
(como porcentaje del PIB nominal)

Concepto	2006-2012	2007-2019	2006-2019
Sector			
Primario	17.1	16.6	16.8
Secundario	21.8	24.5	23.1
Terciario	61.1	58.9	60.0
Clasificación			
Transable	35.9	35.4	35.6
No Transable	64.1	64.6	64.4

Fuente: Elaboración propia con base a datos del BCN.

¹Ver Tabla A2 para un resumen de estas modificaciones.

²En el sector terciario se incluyen los impuestos. Si éstos se excluyen en el período de análisis este sector representaría el 50.5 por ciento del valor de producción.

De acuerdo a Restrepo & Soto (2004) los modelos de economías pequeñas y abiertas generalmente incorporan una clasificación del PIB entre transables y no transables, de modo que es útil conocer la composición del PIB de Nicaragua de acuerdo a esta clasificación. Para este cálculo también se utilizó la MIP en la versión antes señalada. Los resultados se muestran en la Tabla 1, los cuales sugieren que la economía, en su mayoría presenta una mayor participación de los bienes no transables. En promedio, en el período 2006-2019 la producción de Nicaragua se concentró en bienes no transables, mientras que el 35.6 restante en bienes transables. Al dividir la muestra en los sub-períodos 2006-2012 y 2007-2019 los resultados se mantienen, con una mayor participación de los bienes no transables dentro del valor de la producción total.

TABLA 2: Componentes de oferta del PIB
(como porcentajes del PIB nominal)

Sector	2006-2012		2007-2019		2006-2019	
	T	NT	T	NT	T	NT
Primario	16.7	0.4	16.2	0.4	16.5	0.4
Secundario	13.6	8.1	14.1	10.4	13.9	9.3
Terciario	5.5	55.6	5.1	53.9	5.3	54.7
Total	35.9	64.1	35.4	64.6	35.6	64.4

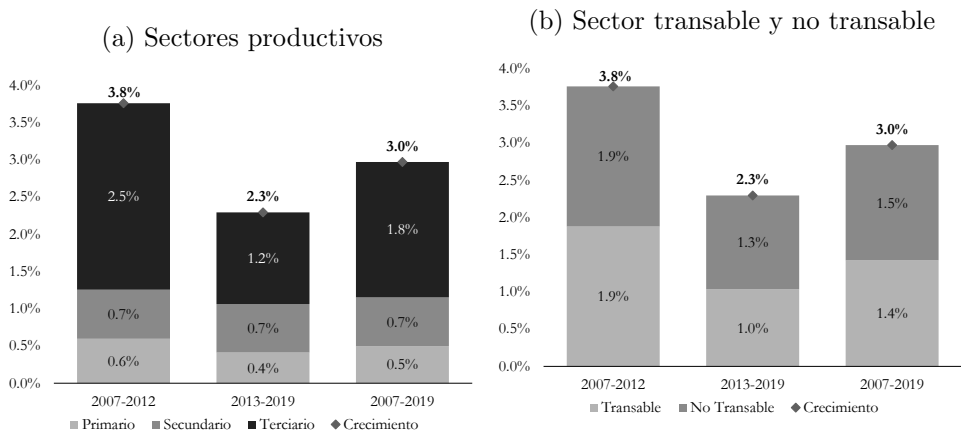
Fuente: Elaboración propia con base a datos del BCN.

Adicionalmente, la MIP se utilizó para realizar una clasificación entre bienes transables y no transables por sector productivo. Este ejercicio se muestra en la Tabla 2. Por medio de esta clasificación se encontró que en términos de composición el sector primario es primordialmente transable, al igual que el sector secundario. En cambio el sector terciario es predominantemente no transable. Cabe destacar que a pesar que la producción del sector primario es transable, la mayoría es empleada para el consumo interno del país.

Por medio del estudio de las contribuciones al crecimiento económico se confirma la importancia del sector terciario en la economía nicaragüense. La Figura 1 muestra que para el período de estudio, el crecimiento promedio de la economía fue 3.0 por ciento, siendo el sector terciario el que más ha aportado a este crecimiento, con 1.8 puntos porcentuales (pp). El segundo sector en importancia es el sector secundario, con un aporte de 0.7 pp,

mientras que el sector primario ha aportado con 0.5 pp a dicho crecimiento. Las contribuciones al crecimiento se han mantenido relativamente estables a lo largo de la muestra. Sin embargo para el período 2013-2019 pondera de forma importante la incidencia del choque sociopolítico del año 2018 sobre el sector terciario. Así, en el período 2007-2012 el aporte promedio del sector terciario fue de 2.5 pp (el crecimiento en dicho período fue de 3.8%), mientras que entre los años 2013-2019 su contribución se redujo más de la mitad, situándose en 1.2 pp. Como consecuencia, el crecimiento promedio de la economía en este período se ubicó en 2.3 por ciento, inferior en 1.5 pp respecto al período 2007-2012.

FIGURA 1: Contribuciones sectoriales al crecimiento



Fuente: Elaboración propia con datos del BCN.

En cuanto a las contribuciones del sector transable, su aporte al crecimiento del período 2007-2019 fue de 1.4 pp, similar al aporte realizado por el sector no transable (1.5 pp). Para el período 2007-2012 las contribuciones de ambos sectores fueron similares, aportando 1.9 pp al crecimiento promedio de ese período. Para el caso del período 2013-2019 la contribución de ambos se redujo, siendo mayor la del sector transable (aporte de 1.0 pp), mientras que el sector no transable aportó 1.3 pp.

2.2. Factores de producción

En esta sección se abordan las características de la economía nicaragüense desde la perspectiva de los factores de producción. Típicamente, los modelos estructurales de economías pequeñas y abiertas consideran, como mínimo,

el capital y el trabajo como insumos de producción, véase por ejemplo Galí & Monacelli (2002) y Smets & Wouters (2007). Ambos factores se analizarán a continuación. Cabe mencionar que recientemente el BCN ha realizado estudios acerca de las contribuciones de estos insumos en la oferta agregada, principalmente para comprender las perspectivas de crecimiento potencial de la economía, y analizar la presencia de cambios estructurales, principalmente a raíz del choque sociopolítico del año 2018³.

En términos del *stock* de capital, el BCN no publica una serie oficial, de modo que se construyó la serie a partir de la metodología de inventarios perpetuos, siguiendo a Di Bella (2012). Se asumió que el *stock* de capital evoluciona de acuerdo a la ecuación 1, donde K corresponde al *stock* de capital, I es la inversión y δ es la tasa de depreciación, que se asume igual a 5 por ciento en términos anualizados. El subíndice t denota el tiempo. Esta metodología requiere de la estimación del valor inicial del capital, por lo que se computó como $K_0 = I^*/(g + \delta)$, donde I^* es la proporción de la inversión (anualizada) al PIB trimestral (anualizado) y g es la tasa de crecimiento promedio de la economía durante el período de estudio.

$$K_t = (1 - \delta)K_{t-1} + I_t \quad (1)$$

Asimismo, el *stock* de capital tiene una participación relevante en la producción a través de los retornos al capital (r), la cual es igual a su productividad marginal. Este indicador es clave para la toma de decisiones de inversionistas, y es utilizado también en el cálculo de adecuación de reservas internacionales. En este documento se realiza una estimación de r , asumiendo que, en el agregado, las empresas son minimizadoras de los costos asociados a los salarios wL y los pagos al capital rK . Este problema de minimización puede representarse por medio de la ecuación 2:

$$\min_{K,L} wL + rK \text{ sujeto a } Y = f(A, K, L) \quad (2)$$

donde $f(\cdot)$ representa la función de producción, es decir, la forma en la que se combinan el capital K y el trabajo L para producir Y , considerando la productividad (A). En el óptimo, las empresas deciden los valores de K y L de modo que se garantice que la tasa marginal de sustitución, es decir, la razón entre la productividad marginal del trabajo (f_L) y la productividad marginal del capital (f_K) es igual a los precios relativos del trabajo w y del capital r , es decir:

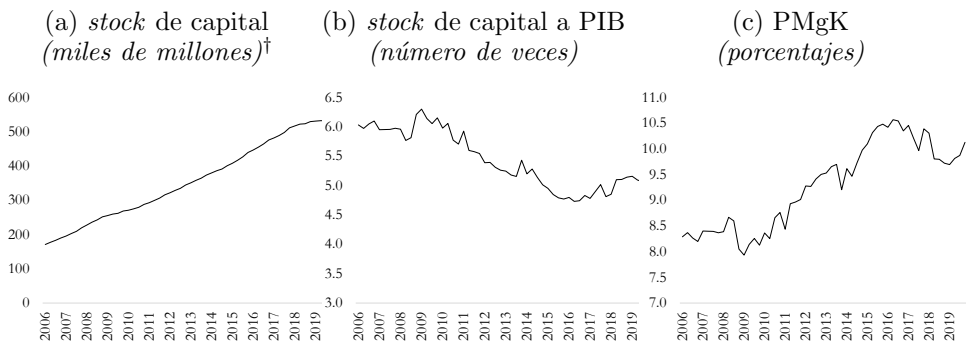
³Véase Banco Central de Nicaragua (2019) y Banco Central de Nicaragua (2020).

$$\frac{f_L}{f_K} = \frac{w}{r} \tag{3}$$

Si se asume que la función de producción de la economía puede representarse a través de una función Cobb-Douglas, la rentabilidad del capital r es una función de la participación del capital en la producción (α) y la razón entre K y la producción Y , es decir:

$$r = \alpha \frac{Y}{K} \tag{4}$$

FIGURA 2: Factores de producción: *stock* de capital



Nota: † miles de millones de córdobas.

Fuente: Elaboración propia con base en datos del BCN.

Los resultados de estos ejercicios muestran que el *stock* de capital presenta una tendencia positiva, en línea con la inversión, que ha más que compensado, a lo largo de toda la muestra, la depreciación del capital. Precisamente, el *stock* de capital presenta un crecimiento promedio anualizado de 8.7 por ciento. Se debe destacar que en la Figura 2 panel 2a hacia el fin de la muestra hay un cambio importante en la pendiente de la serie de *stock* de capital. Esto es consistente con la reducción de los niveles de inversión de la economía a raíz de los eventos de 2018. Sin embargo, en este período el *stock* de capital ha seguido creciendo (esto bajo el supuesto de una tasa de depreciación del capital constante).

Por su parte, la razón capital-producto (ver Figura 2b) muestra una tendencia a la baja, sugiriendo que el aporte del capital en la producción ha disminuido en el período de análisis. Esto podría sugerir una mayor participación ya sea del factor trabajo o bien ganancias de productividad que han

permitido explotar de forma más eficiente el *stock* de capital disponible. Se debe notar que a partir del año 2015 esta tendencia a la baja se ha moderado.

En cuanto a la productividad marginal del capital (Figura 2c) esta presenta una tendencia creciente, la cual se revirtió en 2018 y repuntó nuevamente en 2019. La rentabilidad del capital ha registrado un nivel promedio de 9.3 por ciento en el período 2006-2019, nivel que está dentro de lo razonable, considerando las estimaciones de Caselli & Feyrer (2005). Ellos estimaron r para 53 economías, incluyendo economías avanzadas, emergentes y en desarrollo, utilizando diferentes correcciones para su estimación (ver Tabla A3). Sus resultados son heterogéneos entre las diferentes mediciones, aunque indican que entre países el retorno del capital es sorprendentemente similar. Partiendo de sus resultados, si se considera el promedio de r entre las 53 economías, se obtiene un valor de 7.5 por ciento, inferior al nivel promedio estimado para Nicaragua. En la Tabla 3 se presenta un resumen del comportamiento promedio de estos indicadores, utilizando las mismas submuestras de la sección anterior.

TABLA 3: Estimaciones relacionadas al *stock* de capital
(promedios)

Concepto (unidades)	2006-2012	2013-2019	2006-2019
Capital/PIB (<i>veces</i>)	5.9	5.0	5.4
PMgK (<i>porcentaje</i>)	8.6	10.0	9.3
Crecimiento del capital (<i>porcentaje</i>)	10.8	7.0	8.7

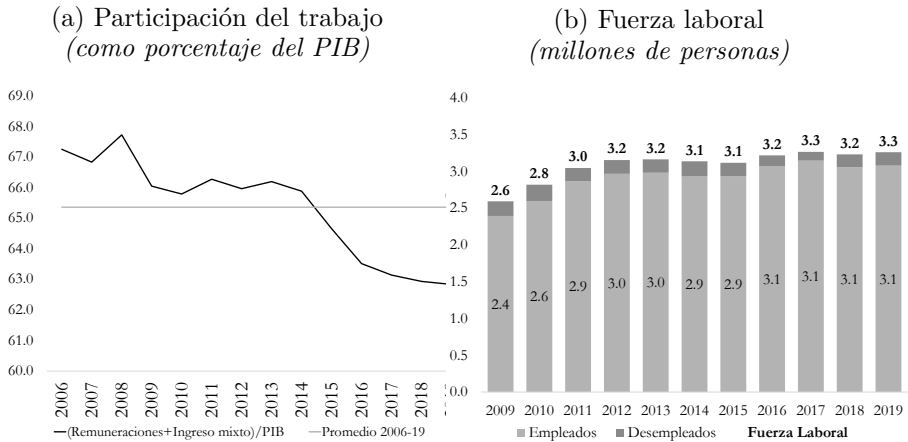
Fuente: Elaboración propia con base en datos del BCN.

Con respecto al insumo trabajo, a partir de la MIP, se obtiene que la participación del trabajo, medida a través de las remuneraciones, representa 20.9 por ciento del valor bruto de producción (a precios básicos). No obstante, estas remuneraciones no incluyen a los trabajadores por cuenta propia, de modo que el indicador está subestimado. Una estimación más apropiada puede calcularse a partir de la razón entre las remuneraciones más el ingreso mixto con respecto al PIB neto de impuestos, como el empleado en Guerreiro (2019). Estas estimaciones incluirían las remuneraciones de los sectores formales e informales.

En este caso la participación del trabajo en el PIB en el período 2006-2019 es 65.4 por ciento. Al analizar por sub-muestras, en el período 2006-2012 las remuneraciones representaban el 66.5 por ciento del PIB, mientras que en el

período 2013-2019 estas disminuyeron hasta alcanzar una participación de 64.2 por ciento. Esto va en línea con lo encontrado por [Guerreiro \(2019\)](#), quien estima esta relación alrededor de 70 por ciento⁴.

FIGURA 3: Factores de producción: trabajo



Fuente: Elaboración propia, datos del BCN.

Otro aspecto relevante del insumo trabajo, y que es importante en la estimación del estado estacionario de los modelos estructurales, es el crecimiento de la fuerza laboral. En este documento, y tomando en cuenta que no se cuenta con información censal desde el año 2005, se emplearon los datos de diferentes fuentes para construir este indicador. Se utilizaron las estimaciones del tamaño de la población del BCN, las estimaciones del Banco Mundial de la Población Económicamente Inactiva (PEI) y la Encuesta Continua de Hogares (ECH). Debido a las limitantes de información, la fuerza laboral es estimada con datos anuales a partir del año 2009.

La metodología consistió en calcular de forma residual la Población Económicamente Activa (PEA) como porcentaje de la población total, usando la proporción de la población que representa la PEI, estimada por el Banco Mundial. Luego, a partir de la estimación de la población del BCN se aplicó el cálculo de la PEA. Luego se utilizó la tasa global de

⁴[Guerreiro \(2019\)](#) utilizan 6 métodos diferentes para estimar la participación del trabajo en el ingreso. Sus estimaciones sugieren una participación mínima de 39 por ciento, aunque esta es empleando una definición muy estrecha, y una máxima de 82 por ciento, empleando correcciones en términos de los impuestos indirectos y los retornos del capital.

participación, proveniente de la ECH, dando como resultado la estimación de la fuerza laboral en cantidad de personas. Una vez estimada la PEA, a través de la ECH se pueden reconstruir las series para las personas empleadas, desempleadas, como también aquellas relacionadas al empleo formal e informal.

En el gráfico 3b se muestra la estimación de la fuerza laboral. Para el año 2019 se estima que 3.3 millones de personas conforman la fuerza laboral. De acuerdo a las estimaciones, el crecimiento de la fuerza laboral promedio, en el período 2010-2019, es de 2.4 por ciento, la cual es superior a la estimación del crecimiento poblacional realizada por INIDE⁵ (1.1 % en igual período)⁶.

Otro aspecto relevante es el comportamiento de la tasa de desempleo. En promedio, en el período 2009-2019, ésta se ubica en 5.9 por ciento. Previo al año 2018 la tasa de desempleo mostraba una tendencia a la baja, la cual se revirtió en los años 2018 y 2019. Si bien la tasa de desempleo es relativamente baja, la tasa de subempleo promedio del período 2009-2019 es 47.8 por ciento.

2.3. Demanda agregada

En la Tabla 4 se muestra la composición del PIB por el lado de la demanda. Esta tabla muestra que el consumo es el componente más importante dentro del PIB. En el período 2006-2019 el consumo representó el 90 por ciento del PIB, del cual el 76 por ciento corresponde al consumo del sector privado. Ambas cifras son elevadas en comparación con las de otras economías, pero está en línea con la composición de economías en desarrollo similares, como el caso de Honduras, las cuales ascienden a 93 y 77 por ciento del PIB, respectivamente.

Por su parte, la formación bruta de capital representa el 29 por ciento del PIB, valor que ha permanecido estable a lo largo de toda la muestra. En este sentido, la inversión privada es la que más pondera, aportando 19 por ciento a ese valor. La participación de la formación bruta de capital es comparable con la de otras economías. Por ejemplo, en la Tabla A5, que muestra la composición del PIB para algunas economías seleccionadas, refleja una participación de la inversión entre 18 por ciento para el caso de Brasil y 25 por ciento para el caso de Honduras.

⁵Instituto Nacional de Estadísticas de Desarrollo.

⁶Véase el cuadro “Principales Indicadores Macroeconómico” en https://www.bcn.gob.ni/estadisticas/anuario_estadistico/index.php.

TABLA 4: Componentes de demanda agregada
(como porcentajes del PIB)

Componente	2006-2012	2013-2019	2006-2019
Consumo	94	86	90
Consumo privado	80	72	76
Consumo del gobierno	14	14	14
Formación bruta de capital fijo	29	28	29
Inversión privada	19	19	19
Inversión pública	5	7	6
Absorción	174	158	166
Exportaciones	38	43	40
Importaciones	61	57	59
Balanza comercial	-23	-15	-19
Apertura comercial	98	100	99

Fuente: Elaboración propia con base en datos del BCN.

Tanto el consumo como la inversión han permanecido relativamente estables a lo largo de toda la muestra, aunque ambos indicadores muestran una tendencia a la baja hacia el final de la muestra. Esta tendencia se podría relacionar principalmente con el choque de 2018 que afectó de forma importante los componentes de demanda interna del país.

Asimismo, el componente del gobierno tiene una incidencia relevante, ya que si bien el consumo del gobierno y la inversión pública han permanecido relativamente estables, representando 14 y 6 por ciento en el período 2006-2019, respectivamente, ambos componentes muestran una tendencia ligeramente al alza. El tamaño del consumo del gobierno en la economía es también comparable con el de otras economías de la región. En la Tabla A5 se observa un consumo del gobierno desde 11 por ciento para el caso de México, hasta 19 por ciento para el caso de Brasil. Honduras presenta un consumo del gobierno de 16 por ciento, similar a la participación del consumo del gobierno en Nicaragua.

Los elementos anteriores corresponden a la absorción de la economía, cuyo aporte al PIB es superior al componente externo. En este sentido, la absorción representa el 166 por ciento del PIB. Recientemente la absorción muestra una tendencia a la baja debido a la menor participación del consumo y la inversión privada, y a la relativa fortaleza del sector externo.

A pesar de esta magnitud de la absorción, el comportamiento del sector externo permite explicar en gran medida la dinámica de la economía nicaragüense.

Las exportaciones han aumentado su participación dentro del PIB, pasando de 38 por ciento en el período 2006-2012 a 43 por ciento en el período 2013-2019. Esta participación creciente de las exportaciones ha sido una de las principales fuentes de divisas de la economía. A pesar de ello, las exportaciones se encuentran altamente concentradas, tanto en términos de destinos, como de productos, siendo esta última característica una vulnerabilidad importante de la economía. En este sentido, el índice Herfindall-Hirschman muestra que la concentración de las exportaciones por producto se pueden catalogar como altamente concentradas, registrando un índice de 2,109 para 2019 (índices de 2,193 y 2,039 para 2017 y 2018, respectivamente). Dentro de los principales productos de exportación se encuentran el café, la carne y el oro, todas materias primas que dependen de las fluctuaciones de los precios internacionales.

El sector externo juega un rol clave también desde la perspectiva de las importaciones, las cuales representan el 59 por ciento del PIB, una proporción alta en comparación con otras economías. En este sentido, el peso de las importaciones en el PIB de Costa Rica es de 39 por ciento, en EEUU es de 15 por ciento, muy inferior al valor para la economía nicaragüense. Sin embargo, este valor es inferior a la participación de las importaciones de Honduras (68.8%). A pesar de ello, el componente de importaciones tienen un peso muy relevante dentro del PIB, lo que está en línea con el hecho que la producción del país utiliza en gran medida de insumos provenientes del exterior, dentro de estos petróleo y derivados, así como otros diversos bienes durables y no durables que son consumidos por los nicaragüenses. Esta característica de la economía nicaragüense es relevante porque tiene importantes implicancias en el proceso inflacionario, ya que hace al país más vulnerable a fluctuaciones en los precios internacionales de materias primas.

Por su parte, la balanza comercial de Nicaragua es predominantemente deficitaria. En promedio, en el período de análisis, la balanza comercial representó el 19 por ciento del PIB. Este valor es bastante elevado, aunque es un valor usual para economías en desarrollo cuya economía depende en gran medida de las importaciones de bienes (Honduras registra un déficit comercial promedio de 19 % del PIB). Otras economías si bien son

deficitarias, presentan un déficit comercial a PIB menor. Por ejemplo, la balanza comercial de Costa Rica representa un déficit de 2 por ciento del PIB, mientras que el caso de EEUU es de 4 por ciento. Esta característica de la economía nicaragüense la hace dependiente de otras fuentes de divisas, por lo que la continua acumulación de déficits comerciales es una vulnerabilidad presente para la economía nicaragüense.

Cuando se considera el aporte conjunto de las exportaciones e importaciones, se obtiene que la economía se caracteriza por una elevada apertura comercial (exportaciones más importaciones a razón del PIB). En este sentido, en el período 2006-2019 este indicador ascendió al 99 por ciento del PIB, un valor comparable con el de la economía hondureña (119.1%), pero bastante elevado en comparación con el de otras economías de la región. En este sentido, Costa Rica presenta una apertura comercial de 76 por ciento y México 61 por ciento siendo de las más altas, mientras que Brasil y EEUU presentan una apertura comercial de 26 y 27 por ciento, respectivamente.

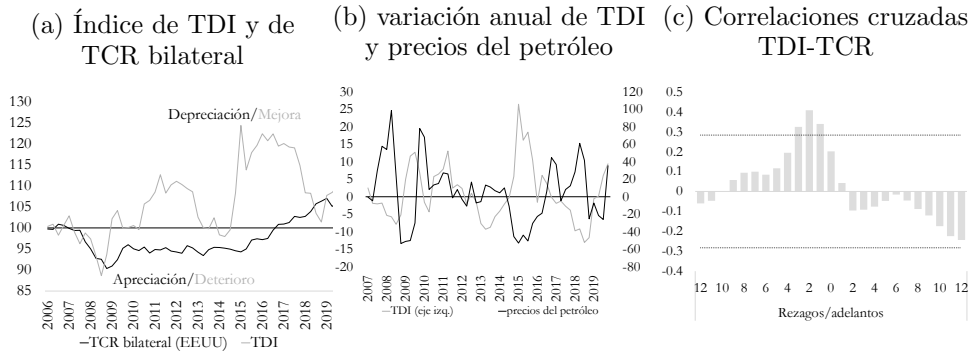
El tamaño de la apertura comercial, y una balanza comercial deficitaria sugieren una alta sensibilidad del país frente a choques de términos de intercambio (TDI), de modo que es útil caracterizar esta variable. En el gráfico 4a se observa que los términos de intercambio han presentado una tendencia positiva desde el año 2006, aunque con algunos períodos de deterioros, en los años 2008, 2013 y 2018. En términos acumulados, desde el año 2008, período en el que se registró la caída más fuerte de los términos de intercambio, el indicador ha presentado una mejora de 18 por ciento aproximadamente. El desempeño de los términos de intercambio depende en gran medida de los precios del petróleo (la factura petrolera representa aproximadamente el 19% de las importaciones CIF), lo que coincide con algunas de las fluctuaciones más bruscas de los términos de intercambio (ver panel 4b). Por ejemplo, en el año 2008 los TDI registraron un importante deterioro, explicado en gran medida por el repunte de los precios internacionales del petróleo. De igual forma, la mejora sustancial de los TDI observada en 2014 obedeció al desplome de precios del crudo registrada en ese año. La correlación muestral entre los TDI y los precios del petróleo se estima en -0.46.

Asimismo, los términos de intercambio pueden incidir sobre la competitividad externa del país. De acuerdo con la evidencia presentada en Broda (2001), un choque de términos de intercambio puede ser deflacionario en países con algún tipo de rigidez en su tipo de cambio, como lo es en el

caso de Nicaragua. [Mendieta \(2019\)](#) encuentra evidencia en esta línea a través de una descomposición del tipo de cambio real bilateral de Nicaragua en términos de los diferenciales de inflación de sus principales socios, la inflación doméstica y la tasa de devaluación. Su análisis sugiere que posterior al choque positivo de términos de intercambio (consistente en la caída abrupta de los precios del petróleo en 2014) la tasa de inflación de Nicaragua se situó (y permaneció) por debajo de sus fundamentos de mediano plazo, obteniendo así ganancias de competitividad externa (Figura 4).

En el gráfico 4a se muestra la evolución del tipo de cambio real y de los términos de intercambio. El primero refleja una tendencia hacia la depreciación real, la cual se viene observando desde finales del año 2008. Sin embargo, en el período del 2009-2016 ha estado más apreciado respecto al año 2006. La tendencia hacia la depreciación real se acentuó en el año 2014 con la reducción abrupta de los precios del petróleo, que correspondió a un choque positivo de términos de intercambio para Nicaragua (Figura 4b).

FIGURA 4: Términos de intercambio y competitividad externa



Fuente: BCN.

Por su parte, diversos estudios sugieren que existe una relación de largo plazo entre los términos de intercambio y la competitividad externa, relación que permite predecir a ésta última, véase [Neary \(1988\)](#), [Amano & van Norden \(1995\)](#), [Cashin et al. \(2004\)](#), [Camarero et al. \(2008\)](#), [Tsen \(2011\)](#), entre otros. Mediante un análisis exploratorio de correlaciones cruzadas (ver Figura 4c) se encontró que los términos de intercambio anteceden hasta en 3 trimestres los cambios en el tipo de cambio real.

Finalmente, la sensibilidad macroeconómica del país no se restringe única-

mente a los choques de términos de intercambio. Dado que Nicaragua es una economía pequeña y abierta, es también propensa a choques de demanda externa, a través del canal de exportaciones e importaciones, y a los efectos de las decisiones de política monetaria de economías avanzadas, a través del canal de tasas de interés. Esta sensibilidad macroeconómica a la evolución de variables exógenas se ha documentado en recientes documentos de investigación, entre ellos [Treminio \(2015\)](#), [López & Treminio \(2017\)](#), [Mendieta \(2017\)](#) y [Mendieta \(2018\)](#).

3. Características de las fluctuaciones económicas en el corto plazo

3.1. Metodología

Para realizar el análisis de las fluctuaciones económicas, se supone que las series de tiempo se pueden descomponer, esencialmente, en dos partes⁷. A una serie de tiempo, previamente desestacionalizada, se le aplica el filtro desarrollado por [Hodrick & Prescott \(1997\)](#), el cual es una de las metodologías más populares en el estudio de las fluctuaciones económicas. Por ejemplo, para el caso del PIB real desestacionalizado (y_t), se separa en dos partes, una de tendencia (y_t^{tr}), que denota la senda de producción potencial, y otra cíclica (y_t^c), que se refiere a las antes dichas fluctuaciones. Esta descomposición se representa mediante la ecuación 5.

$$y_t = y_t^{tr} + y_t^c \quad (5)$$

Concretamente, el filtro estima el componente cíclico de manera residual, para una muestra de tamaño T , al resolver el siguiente problema de minimización:

$$\min_{\{y_t^{tr}\}} \sum_{t=1}^T (y_t - y_t^{tr})^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(y_{t+1}^{tr} - y_t^{tr}) - (y_t^{tr} - y_{t-1}^{tr})] \quad (6)$$

El primer término de la ecuación 6 es una medida de la volatilidad del componente cíclico (denotado por y_t^c), mientras que el segundo término

⁷De hecho, las series de tiempo tienen 4 componentes: la tendencia, el ciclo, el componente estacional y el componente irregular. El componente estacional es removido previamente de las series, es decir, se trabajó con series desestacionalizadas. Asimismo, se supone que el componente irregular queda capturado en el componente cíclico. El único efecto en este caso es que aumenta la varianza del componente cíclico, mas no afecta su comportamiento promedio, bajo el supuesto que el valor esperado del componente irregular sea cero

penaliza las variaciones en el crecimiento del componente tendencial (y_t^{tr}). El parámetro de suavizamiento es seleccionado por Hodrick & Prescott (1997) tomando como referencia una *prior* relacionada con la variabilidad del componente cíclico (σ_1) relativo a la variabilidad del cambio en el componente tendencial (σ_2). Ellos argumentan que una variabilidad de 5 por ciento del componente cíclico y que 1/8 de la variabilidad del crecimiento potencial en un trimestre son moderadamente elevados. Así, y considerando que $\sqrt{\lambda} = \sigma_1/\sigma_2$, ellos argumentan que un parámetro de suavizamiento de 1,600 es adecuado para la economía estadounidense.

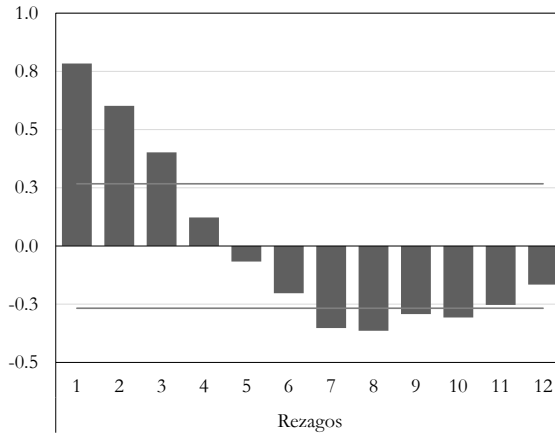
Al ser un parámetro proveniente de información subjetiva, las estimaciones pueden ser sensibles a la calibración de λ ⁸. Por ejemplo, en el caso en el que $\lambda \rightarrow 0$, el componente tendencial es igual a la serie, es decir, $y_t^c = 0$. En el caso opuesto, cuando $\lambda \rightarrow \infty$ la tendencia del filtro HP es equivalente a una tendencia lineal, por lo que las fluctuaciones cíclicas son mayores. La elección de λ ha sido foco de numerosas críticas. Por ejemplo Baxter & King (1999) y Ravn & Uhlig (2002) señalan que la elección del parámetro λ debe ser ajustada en dependencia de la frecuencia de los datos. Por su parte, Marcet & Ravn (2004) argumentan que si se mantiene λ constante para una muestra de diferentes países, una mayor parte del componente cíclico se asignaría a y_t^{tr} , principalmente en aquellos países cuyo ciclo presente un mayor coeficiente de autocorrelación. Como consecuencia, se estaría estimando un componente cíclico más volátil de lo que en realidad es.

Este es precisamente el caso de Nicaragua. El correlograma del ciclo económico, estimado utilizando el filtro HP con el $\lambda = 1,600$, presenta coeficientes de autocorrelación estadísticamente significativos en los primeros 3 rezagos. Esto es un indicador, de acuerdo a la crítica de Marcet & Ravn (2004) que el parámetro $\lambda = 1,600$ sugerido es inadecuado para Nicaragua⁹.

⁸Ver Figura A2 en los anexos.

⁹Se analiza únicamente el caso del correlograma del PIB trimestral ya que existe una especie de acuerdo generalizado en que $\lambda = 1,600$ produce resultados razonables para el caso de EEUU. Además, Ravn & Uhlig (2002) basan su regla de ajuste del parámetro en base a la frecuencia de los datos tomando como referencia el parámetro de 1600, por la misma razón. La fórmula de ajuste por frecuencia es $\lambda_s = s^m \lambda_1$, donde λ_s es el parámetro ajustado, s es el cociente entre la frecuencia de la serie y m que es la frecuencia trimestral e igual a 4.

FIGURA 5: Función de autocorrelación del ciclo del PIB trimestral



Nota:—Usa un $\lambda = 1600$ como en Hodrick & Prescott (1997).

Fuente: Elaboración propia.

Otro argumento a favor de utilizar un parámetro de suavizamiento distinto al sugerido se encuentra en la evidencia mostrada por Rand & Tarp (2002), quienes indican que las características de las fluctuaciones económicas de los países en desarrollo difieren de sus contrapartes avanzadas. Los ciclos de los países en desarrollo son más cortos, haciendo necesario la modificación de las técnicas de filtrado tradicionales utilizadas por las economías avanzadas. En la misma línea Fukuda (2010) sugiere que inclusive para el caso de los países desarrollados el utilizar un λ igual 1,600 es insuficiente para obtener un componente de tendencia lo suficientemente suavizada.

A la luz de estas críticas, en este documento se identifica el componente cíclico de las series utilizando el parámetro de suavizamiento adecuado para el caso de Nicaragua, mediante la metodología propuesta por Marcet & Ravn (2004), para la serie del PIB de Nicaragua¹⁰. El objetivo de esta metodología es estimar endógenamente, junto con la tendencia, el parámetro de suavizamiento del filtro HP. Así, Marcet & Ravn (2004) proponen modificar el problema original del filtro HP (ver ecuación 6) en dos diferentes problemas de minimización sujetos a restricciones. Estos problemas son independientes entre sí, y entregan estimaciones diferentes para este parámetro.

¹⁰El λ adecuado se estimó para datos con periodicidad mensual, trimestral y anual.

La primera, llamada método V , consiste en plantear el filtro HP como la solución al siguiente problema de minimización:

$$\begin{aligned} \min_{y_t^{tr}} \sum_{t=1}^T (y_t - y_t^{tr})^2 \\ \text{sujeto a} \quad (7) \\ \frac{\sum_{t=2}^{T-1} [(y_{t+1}^{tr} - y_t^{tr}) - (y_t^{tr} - y_{t-1}^{tr})]^2}{\sum_{t=1}^T (y_t - y_t^{tr})^2} \leq V \end{aligned}$$

Intuitivamente, el problema consiste en suponer un valor objetivo para la constante V , la cual es el valor de la aceleración de la tendencia relativa a la variabilidad del componente cíclico. Este supuesto es más flexible que el suponer un mismo λ para todos los países.

De acuerdo a [Marcet & Ravn \(2004\)](#) no existen buenas razones para esperar que el ratio de la ecuación 7 sea diferente entre países. Desde una perspectiva práctica, el valor de V en esta investigación se obtiene al sustituir los valores de tendencia para el caso de Estados Unidos utilizando un parámetro de suavizamiento igual al sugerido por [Hodrick & Prescott \(1997\)](#)¹¹.

Una de las ventajas de este método es que, además de encontrar el valor apropiado para el país bajo estudio, mantiene algunas de las características más importantes del filtro HP original. En este sentido, cuando $V \rightarrow 0$ la solución de y_t^{tr} es consistente con la estimación de una tendencia lineal. Por su parte, cuando $V \rightarrow \infty$ la serie de tendencia es igual a la serie original.

Adicionalmente [Marcet & Ravn \(2004\)](#) proponen un segundo problema de minimización, con el propósito de evaluar la robustez de sus resultados, a través del denominado método W . Este método restringe de forma directa el componente de aceleración de tendencia para que sea común entre países. El método W consiste en sustituir la restricción de la ecuación 7 por:

$$\frac{1}{T-2} \sum_{t=2}^{T-1} [(y_{t+1}^{tr} - y_t^{tr}) - (y_t^{tr} - y_{t-1}^{tr})]^2 \leq W \quad (8)$$

[Marcet & Ravn \(2004\)](#) brindan argumentos intuitivos acerca de cuándo uti-

¹¹Cabe resaltar que el utilizar este parámetro para fijar el valor de V es adecuado ya que $\lambda = 1,600$ genera resultados *razonables* para el caso de Estados Unidos.

lizar un método u otro. Ellos sugieren que el método W es más adecuado para aquellos países que comparten estructuras industriales semejantes y que son sujetas a condiciones económicas similares. Por su parte, el método V es más apropiado para países que han tenido diferentes niveles de riqueza al inicio y en el que el país con menor riqueza ha crecido más rápidamente para converger a un nivel de ingreso de estado estacionario más elevado (el efecto *catching-up*). También, el método V es apropiado para aquellos países que han sufrido cambios estructurales importantes. Tomando estos elementos en cuenta, para inferir el componente cíclico de las series se utiliza el parámetro λ obtenido a través del método V .

3.2. λ adecuado para Nicaragua

En esta sección se presentan los resultados de implementar la metodología de [Marcet & Ravn \(2004\)](#), bajo diferentes frecuencias de datos, tomando en cuenta las críticas de [Baxter & King \(1999\)](#) y [Ravn & Uhlig \(2002\)](#). En primer lugar se calcularon los valores de V y W de Estados Unidos y Nicaragua. Los resultados presentados en la [Tabla 5](#) muestran, bajo todas las frecuencias de datos, valores distintos para V y W de Nicaragua con respecto a los de EE.UU., en ambos casos utilizando un $\lambda = 1,600$ como referencia. En el caso anual, por ejemplo, la estimación de V indica que la razón entre la aceleración de la tendencia y la volatilidad del ciclo económico es más del doble de la de EE.UU., mientras que para la estimación de W la aceleración de la tendencia de Nicaragua es aproximadamente 6 veces superior. Estos resultados apoyan el argumento de que el utilizar el mismo λ para ambos países no es adecuado.

Considerando este resultado, se procedió a resolver los problemas de optimización planteados en las ecuaciones [7](#) y [8](#) por medio de un proceso iterativo, en el cual se estiman los valores de la tendencia de modo que los valores de V y W sean idénticos entre EE.UU. y Nicaragua para todas las frecuencias¹².

En la [Tabla 6](#) se presentan los valores de λ sugeridos por la literatura y los encontrados bajo el método V y W . En aquellos casos que V y/o W eran menores para el caso de Nicaragua respecto a los valores de EE.UU., el proceso iterativo resultaba en un λ superior al valor estándar. Tal es el caso de los parámetros de suavizamiento para la frecuencia anual. En términos de la frecuencia trimestral, el parámetro sugerido es el de 1,121. En este caso el método V entregó un menor valor relativo entre la aceleración

¹²En el anexo se provee la rutina en Matlab que fue utilizada para realizar estos cálculos

de la tendencia y la desviación estándar del ciclo, por lo que se esperaba un menor valor de λ con respecto al estándar. Igual razonamiento siguen los resultados relacionados a la frecuencia mensual.

TABLA 5: Estimaciones de V y W para EE.UU. y Nicaragua usando un $\lambda = 1600$

Frecuencia	Método	Nicaragua	EEUU	Valor relativo
Anual	V	1.47E-01	6.82E-02	2.2
	W	5.26E-03	9.47E-04	5.6
Trimestral	V	1.72E-04	2.66E-04	0.6
	W	1.06E-05	4.29E-06	2.5
Mensual	V	1.09E-06	2.06E-06	0.5
	W	1.35E-07	1.60E-07	0.8

Fuente: Elaboración propia.

TABLA 6: Valores óptimos de λ para Nicaragua

Frecuencia	Método	λ
Anual	Estándar*	6.25
	V	12.5
	W	65.7
Trimestral	Estándar	1,600
	V	1,121
	W	3,674
Mensual	Estándar	129,600
	V	73,269
	W	109,520

Fuente: Elaboración propia.

3.3. Estimación del ciclo del PIB de Nicaragua

En esta sección se presenta la estimación del componente cíclico del PIB de Nicaragua, utilizando el λ calculado previamente, bajo una periodicidad trimestral. Esta estimación sirve como punto de partida para realizar la caracterización de las fluctuaciones macroeconómicas de Nicaragua. De igual manera, el λ estimado es utilizado para extraer el componente cíclico

de los indicadores macroeconómicos seleccionados.

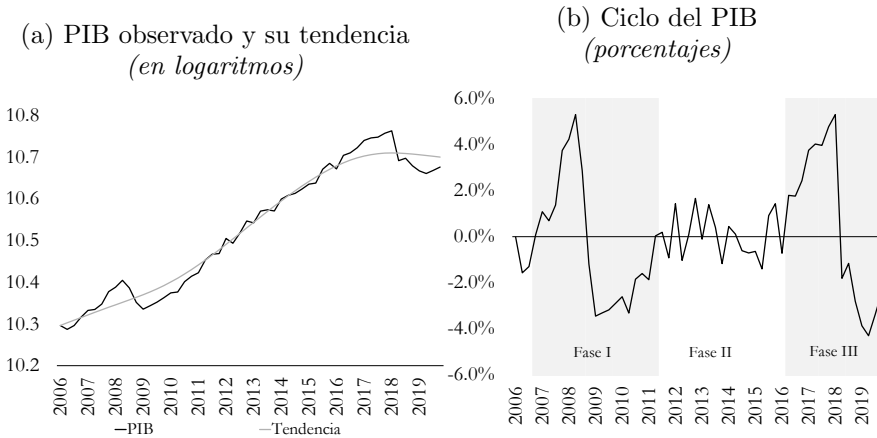
Al implementar la metodología de [Marcet & Ravn \(2004\)](#) se obtuvo un parámetro de suavizamiento igual a $\lambda = 1,121$, el cual es inferior al parámetro típico de 1,600. Esto implica que en aplicaciones usuales, en las que se utiliza este valor, se estaría sobre estimando la volatilidad del ciclo económico en Nicaragua. En la [Figura 6](#) se muestran la serie del PIB real desestacionalizado, el componente de tendencia y el cíclico.

El gráfico [6b](#) muestra que a lo largo de la muestra se logran identificar tres períodos. El primer período está marcado por la primera recesión de la muestra, que es la crisis financiera global. Previo a este período el PIB observado registró un desvío máximo respecto a su tendencia de 5.3 por ciento en el segundo trimestre de 2008, posteriormente registró un valle en el primer trimestre de 2009, con un desvío de 3.5 por ciento. El segundo período en el que la economía creció cercana a su tendencia, con un desvío promedio de -0.2 por ciento. El tercer período lo marca la crisis socio-política de 2018. Previo al segundo trimestre de este año, el PIB alcanzó un desvío máximo respecto a su tendencia de 5.3 por ciento, y se redujo, durante el segundo trimestre de 2019 hasta un mínimo de -4.3 por ciento.

En este sentido, se pueden identificar 3 ciclos durante el período comprendido entre 2006 y 2019, con una duración media de 17.6 trimestres, es decir, 4.4 años, en promedio. La primera fase presentó una volatilidad de 2.8 por ciento, la segunda una de 1.0 por ciento y la tercera una de 3.5 por ciento. El incremento en la volatilidad del ciclo económico obedece fundamentalmente a la crisis socio-política.

Si bien en este documento se procura reducir el sesgo en la volatilidad del ciclo de Nicaragua al estimar el parámetro de suavizamiento óptimo para Nicaragua, de acuerdo a [Perron & Wada \(2016\)](#) el filtro HP presenta debilidades ante series que presentan cambios estructurales o valores atípicos. En este sentido, se recomienda un estudio más exhaustivo en la estimación de los ciclos para la economía nicaragüense, principalmente a través de metodologías de estimación del ciclo que tengan una menor sensibilidad a estas características.

FIGURA 6: Estimación del ciclo y tendencia del PIB a partir del filtro HP ($\lambda = 1, 121$)



Fuente: Elaboración propia.

En las siguientes subsecciones se realiza la caracterización de las fluctuaciones económicas de Nicaragua desde una perspectiva de sectores económicos. El análisis considera tres elementos: el cociente entre la desviación estándar del ciclo de la variable i , denotado por σ_i respecto a la del ciclo del PIB (σ_y), esta es una medida de la volatilidad relativa; el valor del primer rezago de la función de autocorrelación del ciclo de la variable i (ρ_i), como una medida de la persistencia del componente cíclico de la variable; y las correlaciones cruzadas entre el ciclo de la variable i y rezagos y adelantos del ciclo del PIB de Nicaragua. Con respecto a este último, una variable que presenta una correlación positiva con el ciclo del PIB, se dice que la variable es procíclica; si presenta una correlación negativa se dice que es contracíclica, y si su correlación es cero, se dice que es acíclica. Adicionalmente, si las correlaciones cruzadas son estadísticamente significativas para rezagos del PIB, se dice que la variable sigue (o se rezaga) al ciclo del PIB, si las correlaciones cruzadas son estadísticamente significativas para adelantos del PIB, se dice que la variable antecede (o lidera) al ciclo del PIB. Finalmente, una variable cuya correlación en $t = 0$ es la más significativa, se dice que es coincidente con el ciclo del PIB. Todos estos resultados se muestran en la Tabla A4.

3.4. Variables de demanda

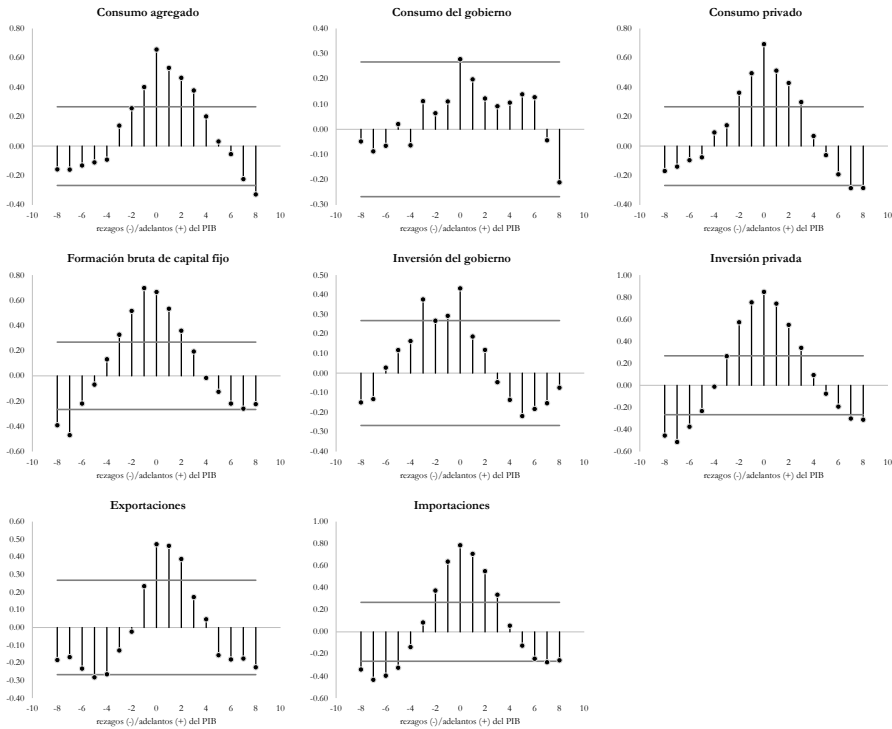
En esta sección se describen las características de las fluctuaciones económicas desde la perspectiva de la demanda agregada. Los resultados se muestran

en la Tabla A4 y la Figura 7, la cual muestra el intervalo de confianza al 95 por ciento. El consumo privado (y el agregado) presentan una menor volatilidad relativa a la del ciclo del PIB. Este resultado está en línea con lo esperado, ya que los agentes tratan de suavizar su consumo, condicional a su ingreso. Cabe destacar que el consumo privado (y el agregado) son los únicos componentes de demanda que presentan una menor volatilidad relativa a la del ciclo del PIB. Además, el consumo privado es menos persistente que el ciclo económico, ya que presenta un ρ de 0.52 (0.76 para el caso del ciclo del PIB). De acuerdo al análisis de correlaciones cruzadas el consumo privado (y el agregado) son variables procíclicas y coincidentes con el ciclo económico de Nicaragua.

Por su parte, el consumo del gobierno presenta una volatilidad 2 veces más alta que la del PIB, y un coeficiente de autocorrelación negativo de -0.23. Asimismo, a un nivel de confianza del 95 por ciento es una variable procíclica y coincidente con el ciclo económico, aunque no se sostiene a un nivel de confianza más alto, por lo que puede tratarse en realidad de una variable acíclica. Esto resulta curioso, ya que no existe una regla fiscal en Nicaragua, sin embargo, se podría explicar a través del hecho que más del 70 por ciento del gasto del gobierno corresponde a gasto corriente, del cual más del 60 por ciento es dirigido hacia salarios y bienes y servicios.

La inversión privada presenta una volatilidad que excede 5.5 veces a la del PIB, aunque presenta una autocorrelación de 0.8. La inversión privada es muy procíclica, lo que queda en evidencia por el coeficiente de correlación contemporáneo de 0.85 respecto al ciclo del PIB. Cabe destacar que rezagos y adelantos de un trimestre del ciclo del PIB presentan una correlación elevada con la inversión privada, lo que sugiere que el análisis del desempeño económico bajo una ventana de 3 trimestres es importante para explicar el comportamiento de la inversión privada. En igual sentido, la inversión del gobierno coincide con el ciclo económico, y presenta una fuerte correlación con rezagos del PIB hasta tres trimestres hacia atrás, lo que puede sugerir multiplicadores fiscales positivos para la inversión pública luego de 3 trimestres. La formación bruta de capital sigue al ciclo del PIB por un trimestre, y es 6.4 veces más volátil que el ciclo del PIB. Esta mayor fuente de volatilidad puede provenir de los cambios en los inventarios.

FIGURA 7: Correlaciones cruzadas del ciclo del PIB y variables de demanda
(variables en t versus rezagos y adelantos del ciclo)



Fuente: Elaboración propia con base en datos del BCN.

En términos de los componentes de demanda externa, las exportaciones presentan una volatilidad casi 2 veces mayor a la del ciclo del PIB, con un coeficiente de autocorrelación de 0.38. Las exportaciones coinciden con el ciclo del PIB aunque presenta correlaciones positivas hasta 2 trimestres hacia adelante. Para el caso de las importaciones, éstas son menos persistentes que el PIB, con un ρ de 0.71 y 2.4 veces más volátiles que el ciclo del PIB. Asimismo, las importaciones son muy procíclicas ya que presentan un coeficiente de correlación contemporáneo de 0.79 *versus* el ciclo económico.

3.5. Variables de oferta

En términos de las variables de oferta, el ciclo del sector primario presenta una volatilidad 2.6 veces superior a la del ciclo económico, con un coeficiente de autocorrelación de 0.41, siendo el sector con la mayor volatilidad relativa

al ciclo económico. Sin embargo, esto es de esperar ya que es un sector susceptible a choques climáticos y de precios de materias primas. El sector de industria presenta una volatilidad de 1.9 veces la del ciclo del PIB, mientras que el sector de servicios es el más estable, con una volatilidad comparable a la del ciclo del PIB. Ambos sectores también son coincidentes con el ciclo económico, ya que sus correlaciones cruzadas son las más altas cuando se considera el ciclo contemporáneo. Sin embargo, cabe destacar que para el caso del sector de servicios, la correlación cruzada contemporánea y la de un rezago del PIB son de 0.62 y 0.61, respectivamente, de modo que no se puede descartar la hipótesis de que este sector siga el ciclo del PIB en un trimestre. Dentro de los tres sectores, el sector de industria es el que presenta el mayor valor para la correlación contemporánea.

Con respecto a los impuestos, estos se asocian con adelantos del ciclo del PIB de forma coincidente y hasta tres trimestres hacia adelante. Adicionalmente los impuestos presentan una volatilidad de 2.6 veces la del PIB, la que es superior a la del gasto de consumo del gobierno (volatilidad de 2.1).

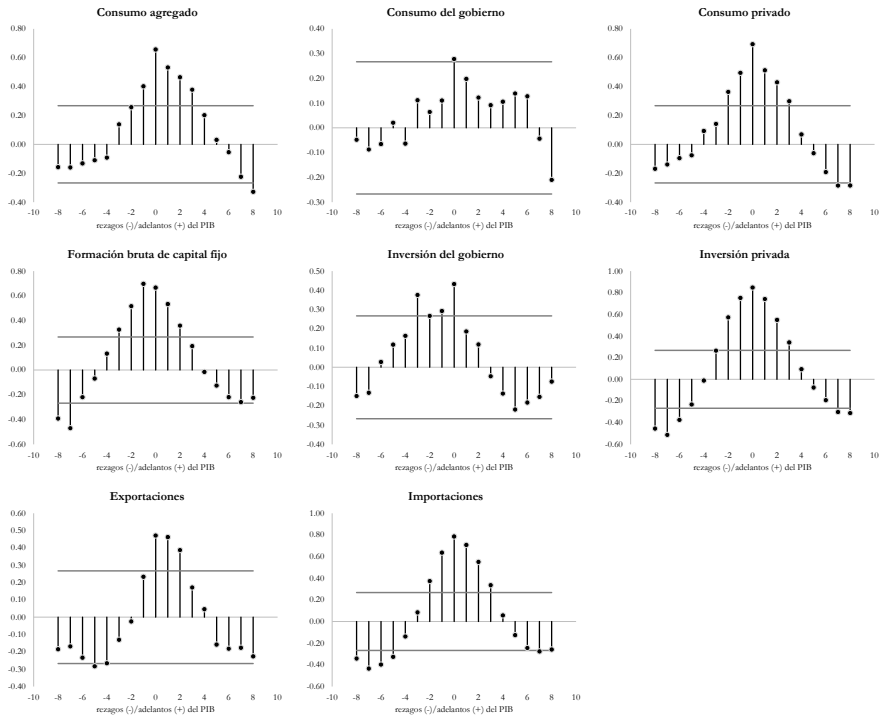
En cuanto a los insumos de producción de la economía, el ciclo del *stock* de capital presenta una menor volatilidad relativa a la del ciclo económico, con una desviación estándar que es 0.67 veces la del PIB, aunque presenta una mayor persistencia ($\rho = 0,84$). Es interesante que el *stock* de capital presente este comportamiento, considerando el nivel de volatilidad de la inversión. De acuerdo a Restrepo & Soto (2004) esto se puede deber al tipo de capital que se esté analizando. Los autores, para el caso de Chile encuentran que el *stock* de capital en construcción tiene una volatilidad cercana a la mitad de la del ciclo del PIB, mientras que la del *stock* de capital en maquinarias presenta una volatilidad más de dos veces superior a la del ciclo del PIB. En este sentido, en Nicaragua la inversión en construcción representa aproximadamente el 53 por ciento de la inversión total, mientras que la inversión en maquinaria el 35 por ciento, por lo que se podría esperar una mayor participación del capital en construcción¹³. Adicionalmente, el ciclo del *stock* de capital sigue al del PIB en dos trimestres.

Al considerar la productividad marginal del capital, se obtiene que ésta variable coincide con el ciclo económico, aunque se evidencian correlaciones significativas para adelantos del PIB hasta 4 trimestres hacia adelante. Asimismo, la productividad marginal del capital presenta una volatilidad muy

¹³Esta es una explicación preliminar, por lo que se recomienda realizar un estudio más exhaustivo de la estimación del *stock* de capital para estudiar este fenómeno.

inferior a la del PIB, representando 0.09 veces la desviación estándar del ciclo económico.

FIGURA 8: Correlaciones cruzadas del ciclo del PIB y variables de oferta
(variables en t versus rezagos y adelantos del ciclo)



Fuente: Elaboración propia con base en datos del BCN.

En cuanto al excedente de explotación bruto, que refleja las fuentes de financiamiento de la actividad productiva de las empresas, y que consiste en el valor agregado de una empresa luego de pagar las remuneraciones y los impuestos netos de subsidio sobre la producción, presenta una volatilidad igual a la del ciclo económico. Asimismo, tiene un coeficiente de autocorrelación similar (0.79). Además, el ciclo del excedente de explotación bruto coincide con el ciclo del PIB, y adelanta al ciclo hasta 4 trimestres después. Las remuneraciones a los trabajadores presentan características cíclicas similares a las del PIB, con una volatilidad relativa de 1.04, un coeficiente de autocorrelación de 0.78 y correlaciones cruzadas que sugieren que coinciden con el ciclo económico.

3.6. Variables de precios

En cuanto a las variables de precios, se utilizaron las desviaciones del Índice de Precios al Consumidor (IPC), IPC subyacente y del deflactor del PIB respecto a su tendencia, la inflación interanual del IPC general y subyacente, y precios internacionales relevantes para la economía doméstica. Los resultados muestran que las desviaciones respecto a la tendencia del deflactor del PIB, del IPC general y del IPC subyacente siguen el ciclo del PIB en 2 trimestres (ver Figura 9). El deflactor del PIB presenta una persistencia de 0.66 con una menor volatilidad relativa a la del ciclo económico (0.74). El IPC general tiene una persistencia de 0.83, con una volatilidad relativa similar a la del deflactor del PIB (0.75). El IPC subyacente es más persistente que las medidas antes descritas (0.86) y presenta la menor volatilidad relativa al ciclo del PIB (0.46), lo cual está en línea con lo esperado dada la manera en que se construye este indicador.

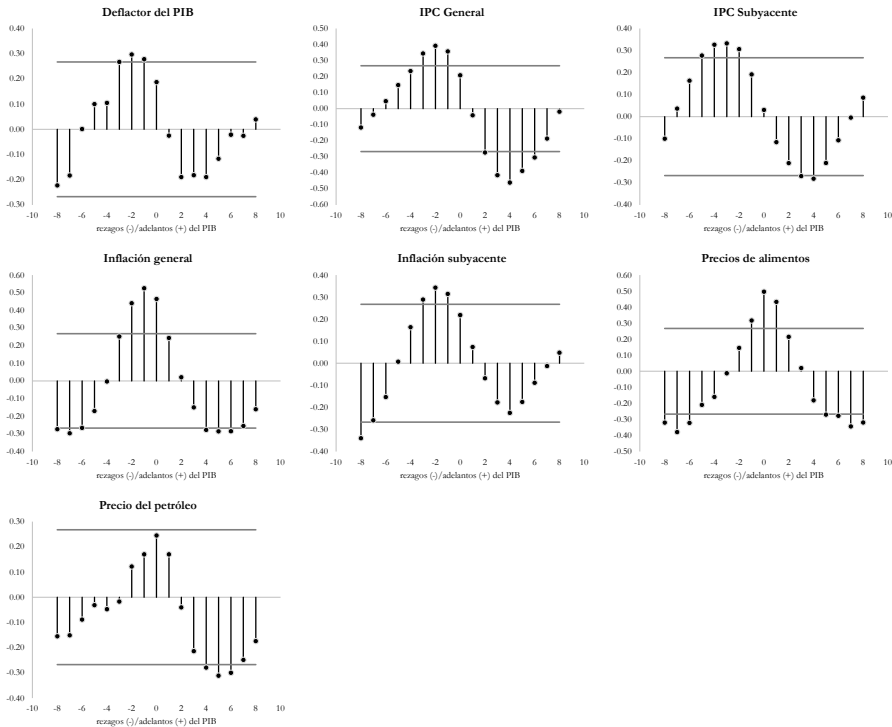
Al utilizar las medidas tradicionales de inflación, se obtiene que la inflación general presenta una persistencia de 0.78, con una volatilidad superior a la del ciclo del PIB (1.22 veces), mientras que la inflación subyacente tiene una persistencia de 0.85, y se mantiene el resultado en términos de una menor volatilidad relativa al ciclo (0.72 veces). El análisis de correlaciones cruzadas muestra que ambas medidas de inflación siguen el ciclo económico en un trimestre, es decir, el ciclo las antecede.

En este sentido, los resultados se encuentran en línea con el paradigma Neo Keynesiano, en el que presiones de demanda generan aumentos en los precios. Sin embargo, también es consistente con el rol central de los choques de oferta agregada para la formación de precios en la economía nicaragüense, de modo que este paradigma podría ser una buena alternativa para modelar la tasa de inflación, ya que la dinámica de costos marginales de las empresas tendrían una alta importancia en la formación de precios. Modelos como el desarrollado en Gali & Gertler (1999), muestran una estimación econométrica estructural de la tasa de inflación de una versión *forward-looking* de la tasa de inflación (π_t), como función de su expectativa ($E_t\pi_{t+1}$) y los costos marginales reales (mc_t), (ecuación 9), y una versión híbrida, con un componente adicional *backward-looking*, (ecuación 10).

$$\pi_t = \beta_1 E_t \pi_{t+1} + \beta_2 mc_t \quad (9)$$

$$\pi_t = \beta_1 E_t \pi_t + \beta_2 mc_t + \beta_3 \pi_{t-1} \quad (10)$$

FIGURA 9: Correlaciones cruzadas del ciclo del PIB y variables de precios
(variables en t versus rezagos y adelantos del ciclo)



Fuente: Elaboración propia con base en datos del BCN.

Para profundizar más en este punto, se calcularon correlaciones cruzadas con respecto al índice de precios de los alimentos y el índice de precios de petróleo (ambas medidas como desviaciones respecto a su tendencia). El índice de precios de alimentos coincide con el ciclo económico, y es procíclico. Esto es de esperar ya que Nicaragua es un país productor de alimentos, tanto para consumo interno como para exportación. Los precios de los alimentos presentan una volatilidad que excede en 3.14 veces la del ciclo económico, con un nivel de persistencia de 0.71. Los precios del petróleo, por su parte, tienen una correlación negativa con el ciclo, con una correlación rezagada entre 4 y 6 trimestres. Los precios del petróleo pueden ser una importante fuente de volatilidad para el producto, ya que exceden en 8.6 veces la desviación estándar del ciclo.

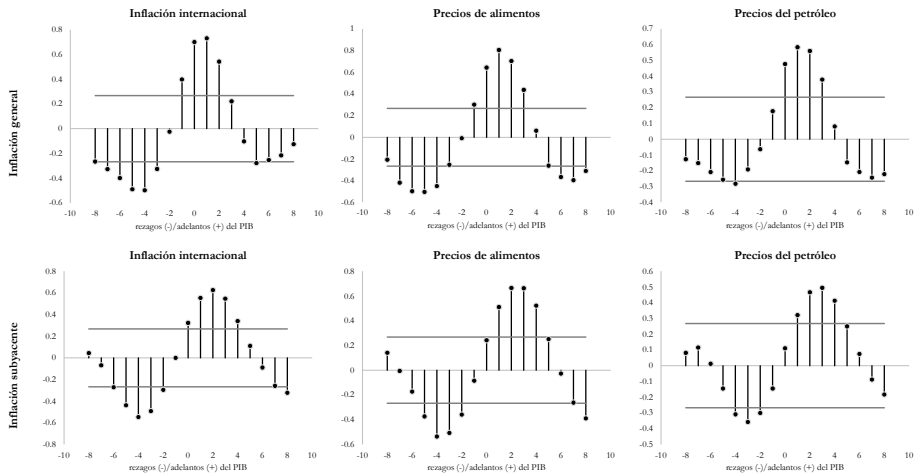
Retomando el caso de las expectativas de inflación, si bien no se cuentan

con información pública, éstas pueden modelarse de forma sencilla debido a dos características del proceso inflacionario en Nicaragua. Primero, el elevado coeficiente de traspaso del tipo de cambio a precios documentado en diversos trabajos, entre ellos [Treminio \(2015\)](#), y, segundo el alto componente importado de la canasta de consumo y de insumos de producción. De esta forma, las expectativas de inflación en Nicaragua se podrían modelar como una función lineal de la tasa de deslizamiento y la inflación internacional, evidencia que se provee en [Mendieta \(2019\)](#).

Adicionalmente, para reforzar la correlación de los choques de oferta con la inflación, se calcularon las correlaciones cruzadas entre la tasa de inflación del IPC general y de la inflación subyacente *versus* los precios de los alimentos, los precios del petróleo y la inflación internacional. Los resultados muestran que para el caso de la tasa de inflación del IPC general, la inflación internacional lidera la formación de precios domésticos en un trimestre y su correlación es positiva. Este resultado es igual para el caso de los precios de los alimentos y los precios del petróleo. En cuanto a la medida de inflación subyacente, tanto los precios de los alimentos como los del petróleo no tienen una correlación contemporánea, lo cual está en línea con respecto a lo esperado para esta medida de inflación.

Sin embargo, la correlación de los adelantos de hasta 2 trimestres son estadísticamente significativos, lo que sugiere que los efectos de segunda vuelta de choques de precios de alimentos y del precio del petróleo tienen una incidencia en la formación de precios de mediano plazo de la economía, principalmente por medio de la incidencia de estos factores sobre el resto de condiciones macroeconómicas. En este sentido, [Conflitti & Luciani \(2017\)](#) proveen evidencia acerca de la incidencia de los precios del petróleo sobre la inflación subyacente. Su análisis descompone los efectos de los precios del petróleo en dos, uno a través de los vínculos a características específicas de los bienes y la otra, por medio de cambios en los factores macroeconómicos debido a las variaciones de los precios del petróleo.

FIGURA 10: Correlaciones cruzadas de medidas de inflación y determinantes
(variables en t versus rezagos y adelantos de medidas de inflación)



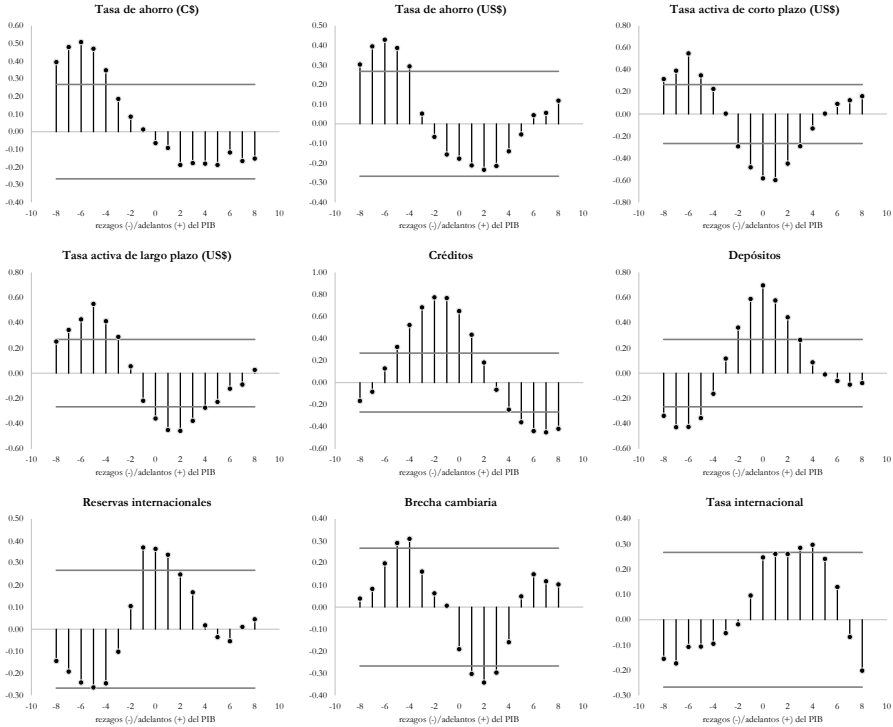
Fuente: Elaboración propia con base en datos del BCN.

3.7. Variables monetarias y financieras

En esta sección se analizan las propiedades de algunas variables importantes del sector monetario y financiero, y su relación con el ciclo económico de Nicaragua. En primer lugar, se consideraron las tasas de interés de mercado pasivas y activas. Luego se seleccionaron variables de cantidad del sistema financiero (depósitos y cartera de crédito), variables asociadas al sector monetario y la tasa de interés internacional.

Las tasas de interés pasivas (promedio ponderada) reflejan un grado de persistencia diferente al analizarlas por monedas. Las tasas pasivas en moneda nacional tienden a tener una mayor persistencia con respecto a las tasas en dólares (0.73 y 0.41, respectivamente), y una mayor volatilidad relativa al ciclo económico (0.09 y 0.06, respectivamente). Sin embargo, ambas tasas presentan un comportamiento similar en términos de correlaciones cruzadas, ya que son procíclicas y siguen el ciclo económico hasta en 6 trimestres, es decir, tasas de interés pasivas más elevadas están correlacionadas con valores positivos del ciclo luego de 6 trimestres. No presentan una correlación contemporánea ni con adelantos del ciclo económico.

FIGURA 11: Correlaciones cruzadas del ciclo del PIB y variables del sector monetario y financiero
(variables en t versus rezagos y adelantos del ciclo)



Fuente: Elaboración propia con base en datos del BCN.

En términos de las tasas de interés activas (en dólares), tanto la tasa de corto plazo como la de largo plazo presentan una volatilidad relativa al ciclo similar (0.38 en ambos casos), con un nivel de persistencia de 0.50 y 0.61, respectivamente. En términos de su correlación con el ciclo, ambas medidas de tasas de interés se correlacionan con rezagos del PIB (es decir, siguen el ciclo) de forma procíclica. Sin embargo, también guardan una correlación negativa, estadísticamente significativa, de forma contemporánea y con adelantos del PIB, evidenciando una relación contracíclica. El primer resultado ejemplifica la relación típica entre tasas de interés y ciclo económico, en el que tasas de interés más altas son consistentes con brechas del producto positivas, pudiendo sugerir un entorno en el que los agentes están dispuestos a contratar créditos a tasas más elevadas, posiblemente debido a un efecto riqueza asociado a la fase de auge económico. Este tipo de entornos son

caracterizados por presiones de demanda que requieren de posteriores alzas en las tasas de interés de política monetaria que conllevan a posteriores reducciones de la brecha del producto. El segundo indica que de forma contemporánea tasas activas más altas se asocian a valores negativos de la brecha del producto (y viceversa). Este resultado no es del todo usual, pero puede obedecer a un sesgo generado por el rápido aumento de las tasas de interés luego de la crisis sociopolítica, y a una brecha del producto muy negativa debido al mismo choque.

En términos de las variables de cantidad, en primer lugar el ciclo del crédito sigue el ciclo económico entre 1 y 2 trimestres, alcanzando un valor de la correlación cruzada cercana a 0.8 en ambos casos, por lo que esta variable es procíclica. Esto podría indicar una alta relevancia del canal del crédito en la economía nicaragüense, por lo que su incidencia en el desempeño económico es un tema que debe explorarse con mayor profundidad. Adicionalmente, el ciclo del crédito es persistente, con un valor de ρ de 0.88, y es 3.53 veces más volátil que el ciclo económico.

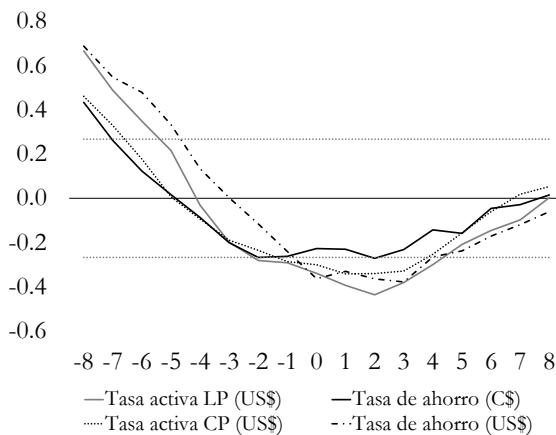
Por su parte, los depósitos son coincidentes con el ciclo económico y es una variable procíclica. Esto se encuentra en línea con lo esperado, en el que un desempeño económico positivo favorece el crecimiento de los agregados monetarios. Los depósitos presentan una persistencia similar a la del ciclo del crédito (0.85) y, aunque es más volátil que el PIB, su desviación estándar es menor en comparación con la del crédito (su desviación estándar es 2.39 veces la del ciclo).

Las reservas internacionales son procíclicas y coincidentes con el ciclo económico, aunque presenta correlaciones positivas con un rezago y un adelanto. Asimismo, las desviaciones de las reservas respecto a su tendencia presentan una menor persistencia (0.62) respecto a las variables del sector financiero antes analizadas, y tienen una volatilidad 3.2 veces superior a la del PIB. En cuanto a la brecha cambiaria, la correlación cruzada más elevada ocurre con dos trimestres adelantes del PIB, de modo que es una variable que antecede al ciclo. Esta correlación indica que es una variable contracíclica. Además, presenta una persistencia de 0.49 y una menor volatilidad relativa a la del ciclo (0.11), indicativo de la estabilidad del tipo de cambio de mercado, como resultado de la política cambiaria vigente en Nicaragua.

Finalmente, la tasa de interés internacional presenta una baja correlación

con el ciclo económico en Nicaragua, aunque procíclica cuando se consideran hasta 4 trimestres hacia adelante del PIB. A pesar de ello, la importancia del canal de tasas de interés internacional si podría afectar a la economía por medio del traspaso a las tasas domésticas. En la Figura 12 se muestran las correlaciones cruzadas de las diferentes tasas de interés consideradas, las cuales sugieren que las tasas domésticas se asocian con un rezago de hasta 2 años a las tasas internacionales. Esto puede sugerir, bajo el supuesto que las tasas de interés internacionales causan a las domésticas, cierta rigidez de estas últimas a las primeras. Clevy (2015) provee evidencia de este comportamiento, al estimar que un aumento de 100 puntos básicos de la tasa internacional implica un aumento de la tasa doméstica de 31.5 puntos básicos en el largo plazo. El autor indica que este traspaso relativamente bajo puede deberse a características microeconómicas de la banca, dentro de las que destaca el alto grado de concentración bancaria y el poder de mercado como las razones detrás de este fenómeno.

FIGURA 12: Correlaciones cruzadas de la tasa internacional y tasas domésticas
(tasas domésticas en t)



Fuente: Elaboración propia con base en datos del BCN.

3.8. Variables externas

A continuación se describen la relación del ciclo económico con variables del sector externo. De acuerdo a la discusión presentada en la sección 2.3, la apertura de la economía, medida como la suma de las exportaciones más importaciones, representa casi el 100 % del PIB. Esto sugiere que los

modelos económicos que se desarrollen para la economía nicaragüense deben capturar de forma adecuada la dinámica del sector externo y, por ende, la sensibilidad de la economía a factores exógenos.

Para ilustrar este punto, en la Figura 13 se muestran las correlaciones cruzadas entre el ciclo económico respecto a diferentes variables del sector externo. En primer lugar, se debe destacar que el ciclo económico de Nicaragua guarda una relación contemporánea con el índice de precios a las exportaciones (IPX) que es estadísticamente significativa, siendo una variable procíclica. Sin embargo, el IPX tiende a seguir el ciclo económico hasta 8 trimestres, siendo una relación contracíclica. Por su parte, el índice de precios a las importaciones (IPM) es contracíclico y lidera al ciclo económico. Ambas medidas de precios tienen niveles de persistencia similares, aunque el IPX es más persistente (0.79). En cuanto a su volatilidad relativa al ciclo, el IPX es 1.88 más volátil que el ciclo, mientras que el IPM es 2.44 veces más volátil, lo que puede deberse a la incidencia de los precios del petróleo.

Los términos de intercambio (TDI) son calculados a partir del cociente entre IPX e IPM. El análisis de correlaciones cruzadas muestra que los TDI son procíclicos, con una correlación estadísticamente significativa con adelantos del PIB de hasta 3 trimestres. Considerando el hecho que los TDI son exógenos al desempeño macroeconómico, esta relación es indicativa de la importancia de los choques de términos de intercambio para el desempeño macroeconómico futuro del país. Los términos de intercambio tienen una persistencia de 0.72 y una volatilidad que es 2.11 veces la del ciclo económico.

En cuanto al tipo de cambio real (bilateral con EEUU), medida de competitividad externa, sus correlaciones cruzadas con el ciclo son relativamente bajas respecto a las reportadas por los TDI, aunque siguen un patrón de comportamiento similar, adelantando al ciclo económico. Si bien el tipo de cambio real es casi igual de persistente que los TDI, es más estable que el ciclo económico, ya que presenta una desviación estándar que representa 0.62 veces la del ciclo.

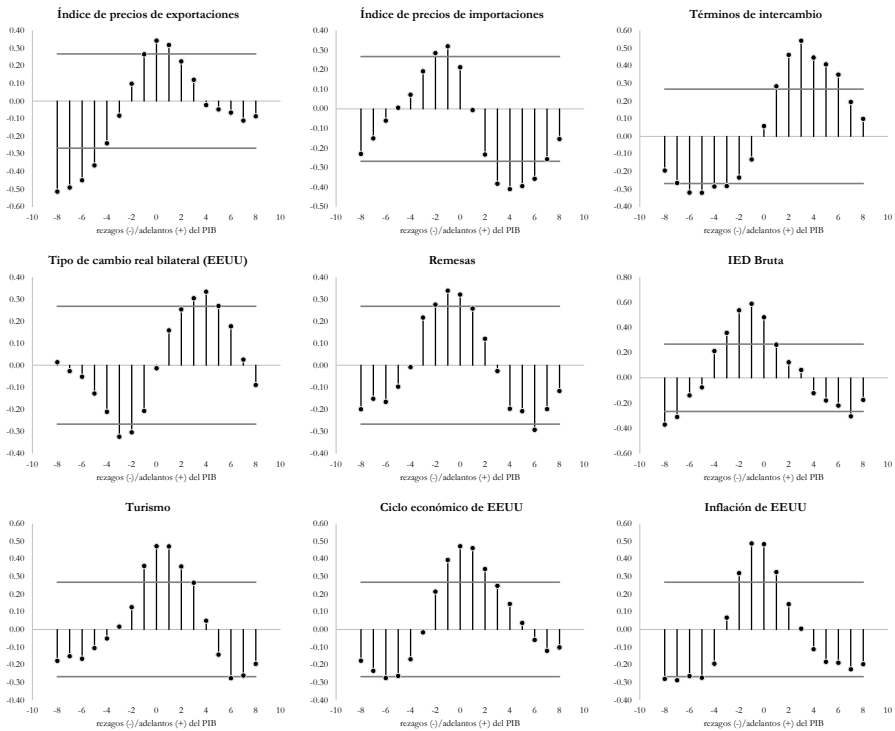
Con respecto a los flujos de divisas, se consideraron las remesas, la inversión extranjera directa (IED) bruta y los ingresos por turismo. Las remesas (medidas como la desviación respecto a su tendencia), presentan una baja persistencia (0.33), pero una mayor volatilidad respecto a la del ciclo de Nicaragua. De acuerdo a la Figura 13 las remesas son procíclicas, y están

correlacionadas con rezagos del PIB. En términos brutos, las remesas representaron, entre 2006 y 2019, el 10.1 por ciento del PIB, alcanzando un máximo de 14.2 por ciento en el tercer trimestre de 2019. Los estudios empíricos de las remesas para el caso de Nicaragua son escasos, y apuntan más hacia un efecto negativo que positivo. En este sentido, [Martin-Mayoral et al. \(2012\)](#) encuentran que las remesas tienen un efecto negativo en el crecimiento económico, siendo Nicaragua uno de los países más negativamente afectados. Esto puede sugerir que, si bien por un lado, las remesas ayudan a suavizar el consumo de las familias, disminuyendo de esta forma la volatilidad de los ciclos de consumo, por otra parte podrían generar una especie de enfermedad holandesa, tendiendo a generar apreciaciones del tipo de cambio real ([Bello 2010](#)). En este sentido, el sector de bienes transables se vería desincentivado, a favor del sector de no transables, esto último impulsaría una mayor dinámica de las importaciones mermando, en última instancia, el crecimiento económico.

Por su parte, la IED bruta es muy procíclica, y se correlaciona con rezagos del ciclo económico de uno y dos trimestres. La IED presenta una baja persistencia (0.26) y una volatilidad relativa a la del ciclo del PIB de 10.8 veces. En cuanto al turismo, éste presenta una volatilidad 7.88 veces más elevada que la del ciclo económico, con un nivel de persistencia de 0.42. El turismo coincide con el ciclo, y es una variable que se mueve a favor de éste. Asimismo, la correlación del ciclo de flujos de divisas generadas por turismo guarda una correlación positiva con adelantos del PIB de hasta 2 trimestres.

Finalmente, debido a la importancia de la economía de EEUU, se estimaron las correlaciones cruzadas del ciclo de este país y de su inflación con respecto al ciclo doméstico. Los resultados muestran una sincronización de los ciclos, con una correlación contemporánea estadísticamente significativa, con rezagos y adelantos estadísticamente significativos hasta de un trimestre. De igual forma, la inflación en EEUU guarda una correlación contemporánea con el ciclo económico de Nicaragua. Cabe destacar que el choque socio-político podría estar sesgando a la baja esta sincronización entre el ciclo de ambas economías.

FIGURA 13: Correlaciones cruzadas del ciclo del PIB y variables externas
(variables en t versus rezagos y adelantos del ciclo)



Fuente: Elaboración propia con base en datos del BCN.

4. Conclusiones

Si bien los modelos son abstracciones de la realidad y, en esencia, están equivocados, pueden ser útiles para el proceso de formulación de políticas. Su utilidad depende (en parte) de qué tan buenos son para replicar características fundamentales de la economía a la cual fueron calibrados y/o estimados. Con el objetivo de apoyar el proceso de validación de los modelos económicos en Nicaragua, en este documento se identificaron aquellas características de largo y corto plazo que los modelos aplicados a esta economía deberían replicar.

Adicionalmente, el documento aporta con la construcción de diferentes indicadores y la estimación de parámetros estadísticos que son importantes

para el análisis macroeconómico. Dentro de los primeros se encuentran las series construidas del PIB transable y no transable, el PIB por sectores económicos, el *stock* de capital y su productividad marginal, entre otras. Con respecto al segundo, está la estimación de los parámetros de suavizamiento adecuados para Nicaragua para la implementación del filtro Hodrick-Prescott. Para datos trimestrales, λ se estimó en 1,121.

Los principales resultados indican que la economía nicaragüense es predominantemente de servicios (principalmente no transables). El consumo agregado es el componente más importante del PIB, sin embargo es una economía muy abierta. Esta característica la hace susceptible a choques de términos de intercambios, y podrían indicar una dependencia a los flujos externos para la estabilización de los ciclos económicos. Asimismo, choques exógenos, como de precios del petróleo y de alimentos, pueden jugar un rol importante en la formación de precios en el corto y largo plazo.

Estos resultados deben considerarse como indicativos, ya que la ocurrencia de quiebres estructurales, como la crisis sociopolítica o la pandemia mundial, pueden generar cambios en las relaciones documentadas. En este sentido, se recomienda ampliar el estudio de la estimación de los ciclos económicos, empleando otros métodos que no sean sensibles a esta clase de eventos.

Además, el análisis presentado podría motivar algunas líneas de investigación. En primer lugar, considerando que en este estudio se documentaron correlaciones entre diferentes variables y el ciclo económico, no se explora el vínculo causal entre ellas. Si bien para algunas de las relaciones presentadas hay evidencia reciente, ésta puede ser ampliada de forma importante. Por ejemplo, el rol de los flujos externos y de los términos de intercambio en el ciclo económico es algo que ha tenido poca atención. En igual sentido, los ciclos financieros y los mecanismos de transmisión de las tasas de interés son temas que deberían ser estudiados. Asimismo, el desarrollo de modelos estructurales de la economía nicaragüense es un campo de investigación bastante fértil. El estudio, en equilibrio general, de los mecanismos de transmisión de choques, domésticos y externos, tiene extensas oportunidades de investigación. Finalmente, los investigadores deben tener en cuenta que los choques que ha enfrentado la economía nicaragüense podrían generar relaciones no lineales entre las variables de interés.

Referencias

- Agénor, P. & McDermott, C. y Prasad, E. (1999), Macroeconomic fluctuations in developing countries; some stylized facts, Technical report, IMF Working Papers 1999/035, International Monetary Fund.
- Aguiar, M. & Gopinath, G. (2007), ‘Emerging market business cycles: The cycle is the trend’, *Journal of Political Economy* **115**, 69–102.
- Amano, R. & van Norden, S. (1995), ‘Terms of trade and real exchange rates: the canadian evidence’, *Journal of International Money and Finance* **14**(1), 83–104.
- Avouyi-Dovi, S., Matheron, J. & Fève, P. (2007), ‘Dsge models and their importance to central banks’, *Quarterly selection of articles - Bulletin de la Banque de France*, **9**, 25–46.
- Backus, D., Kehoe, P. & Kydland, F. (1992), ‘International real business cycles’, *Journal of Political Economy* **100**(4), 745–775.
- Banco Central de Nicaragua (2019), ‘Informe anual 2018’.
- Banco Central de Nicaragua (2020), ‘Informe anual 2019’.
- Baxter, M. & King, R. (1999), ‘Measuring business cycles: Approximate band-pass filters for economic time series’, *The Review of Economics and Statistics* **81**(4), 575–593.
- Bello, O. (2010), ‘Remesas y tipo de cambio real en nicaragua’, *Documento de Trabajo 013. Banco Central de Nicaragua*. **13**.
- Bergoeing Vela, R. & Suárez, J. E. (2001), ‘¿ qué debemos explicar? reportando las fluctuaciones agregadas de la economía chilena’, *Revista de Analisis Economico – Economic Analysis Review* **16**(1), 145–166.
- Broda, C. (2001), ‘Coping with terms-of-trade shocks: Pegs versus floats’, *The American Economic Review* **91**(2), 376–380.
- Cáceres, E. & Sáenz, P. (2002), ‘Comportamiento cíclico de la economía peruana: 1980 - 1998’, *Revista Estudios Económicos*, (**8**, 183–201.
- Calderon, C. & Fuentes, R. (2010), Characterizing the business cycles of emerging economies, Working paper, Policy Research Series 5343, The World Bank.

- Camarero, M., Cuestas, J. & Ordoñez, J. (2008), 'The role of commodity terms of trade in the determination of the real exchange rates of the mediterranean countries', *The Developing Economies* **46**(2), 188–205.
- Caselli, F. & Feyrer, J. (2005), The marginal product of capital, Technical report, CEPR Discussion Papers 5203, C.E.P.R. Discussion Papers.
- Cashin, P., Cespedes, L. & Sahay, R. (2004), 'Commodity currencies and the real exchange rate', *Journal of Development Economics* **75**(1), 239–268.
- Castillo, P., Montoro, C. & Tuesta, V. (2006), Stylized facts of the peruvian economy, Technical report, Working Papers 2006-005, Banco Central de Reserva del Perú.
- Clevy, J. (2015), 'Inflación óptima en nicaragua', *Revista de Economía y Finanzas. Banco Central de Nicaragua* **2**, 1–26.
- Conflitti, C. & Luciani, M. (2017), 'Oil price pass-through into core inflation', *Questioni di Economia e Finanza (Occasional Papers)* **405**.
- Di Bella, G. (2012), *Nicaragua. selected issues*, International Monetary Fund.
- Fukuda, K. (2010), 'Three new empirical perspectives on the hodrick–prescott parameter', *Empirical Economics* **39**(3), 713–731.
- Gali, J. & Gertler, M. (1999), 'Inflation dynamics: A structural econometric analysis', *Journal of Monetary Economics* **44**(2), 195–222.
- Galí, J. & Monacelli, T. (2002), Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy, Technical report, CEPR Discussion Papers 3346, C.E.P.R. Discussion Papers.
- Guerreiro, M. (2019), The labor share of income around the world: Evidence from a panel dataset, Working Paper 920, ADBI.
- Hodrick, R. & Prescott, E. (1997), 'Postwar u', *S. Business Cycles: An Empirical Investigation* **29**(1), 1–16.
- Kydland, F. & Prescott, E. (1990), 'Business cycles: real facts and a monetary myth', *Quarterly Review* **14**(Spr), 3–18.
- Kydland, F. & Zarazaga, C. (1997), 'Is the business cycle of argentina different?', *Economic and Financial Policy Review, (Q IV)*: pp. 21–36.

- López, H. & Treminio, J. (2017), 'Choques externos y ciclos económicos en nicaragua', *Revista de Economía y Finanzas. Banco Central de Nicaragua* **4**, 39–72.
- Marcet, A. & Ravn, M. (2004), The hp-filter in cross-country comparisons, Technical report, CEPR Discussion Papers 4244, C.E.P.R. Discussion Papers.
- Martin-Mayoral, F., & Proaño, M. (2012), 'Las remesas en américa latina, ¿amenaza u oportunidad? [remittances in latin america, a threat or an opportunity?].', *MPRA Paper, University Library of Munich, Germany* **4373**.
- Mendieta, W. (2017), 'Un var bayesiano de mediana escala para la economía nicaragüense', *Revista de Economía y Finanzas. Banco Central de Nicaragua* **4**, 1–38.
- Mendieta, W. (2018), 'Un análisis de sensibilidad macroeconómica para nicaragua: un enfoque bayesiano', *Revista de Economía y Finanzas. Banco Central de Nicaragua* **5**, 133–171.
- Mendieta, W. (2019), 'Inflación óptima en nicaragua', *Revista de Economía y Finanzas. Banco Central de Nicaragua* **6**, 101–140.
- Neary, P. (1988), 'Determinants of the equilibrium real exchange rate', *American Economic Review* **78**(1), 210–215.
- Neumeyer, P. & Perri, F. (2005), 'Business cycles in emerging economies: the role of interest rates', *Journal of Monetary Economics* **52**(2), 345–380.
- Padilla, L. (2018), 'Estimación del déficit fiscal de la economía nicaragüense, ajustado por ciclo económico', *XII Foro Investigadores de Bancos Centrales. Consejo Monetario Centroamericano* .
- Perron, P. & Wada, T. (2016), 'Measuring business cycles with structural breaks and outliers: Applications to international data', *Research in Economics* **70**(2), 281–303.
- Rand, J. & Tarp, F. (2002), 'Business cycles in developing countries: are they different?', *World development* **30**(12), 2071–2088.
- Ravn, M. O. & Uhlig, H. (2002), 'On adjusting the hodrick-prescott filter for the frequency of observations', *Review of economics and statistics* **84**(2), 371–376.

- Restrepo, J. & Soto, C. (2004), 'Regularidades empíricas de la economía chilena', *Working Papers Central Bank of Chile 301*, Central Bank of Chile .
- Smets, F. & Wouters, R. (2007), 'Shocks and frictions in us business cycles: A bayesian dsge approach', *American economic review* **97**(3), 586–606.
- Tovar, C. E. (2008), 'Dsge models and central banks', *Economics Discussion Papers 2008-30*, Kiel Institute for the World Economy (IfW) .
- Treminio, J. (2015), 'Factores que afectan el traspaso cambiario a precios', *Revista de Economía y Finanzas. Banco Central de Nicaragua* **2**, 27–58.
- Tsen, W. H. (2011), 'The real exchange rate determination: an empirical investigation', *International review of economics & finance* **20**(4), 800–811.

A. Anexos

TABLA A1: Clasificación de productos de la MIP en bienes T y NT y por sector productivo

Sector Productivo	T=Transable NT=No Transable	Productos	Demanda Intermedia	Participación (porcentajes)
Primario	T	Café	440.5	0.6
Primario	T	Caña de azúcar	1,003.9	1.5
Primario	T	Granos básicos	2,101.8	3.1
Primario	T	Otros productos agrícolas	2,041.6	3.0
Primario	T	Animales vivos y productos animales	7,814.6	11.5
Primario	NT	Productos de la silvicultura	692.0	1.0
Primario	T	Productos de la pesca	1,416.9	2.1
Primario	T	Productos mineros	1,243.5	1.8
Secundario	NT	Electricidad, gas de ciudad, vapor y aire acondicionado	4,097.8	6.0
Secundario	NT	Agua, alcantarillado, tratamiento de desechos y saneamiento	406.6	0.6
Secundario	T	Carnes	1,253.0	1.8
Secundario	T	Azúcar	648.2	0.9
Secundario	T	Lácteos	235.3	0.3
Secundario	T	Otros alimentos de origen industrial	2,123.6	3.1
Secundario	T	Bebidas	861.3	1.3
Secundario	T	Tabaco	0.0	0.0
Secundario	T	Hilados, tejidos, prenda de vestir, productos de cuero y calzado	525.0	0.8
Secundario	T	Madera y productos de madera	1,124.1	1.6
Secundario	T	Pasta de papel, papel y productos de papel, impresos y artículos análogos	665.5	1.0
Secundario	T	Productos de petróleo refinado	3,536.9	5.2
Secundario	T	Productos químicos básicos y productos de caucho y plástico	566.4	0.8
Secundario	NT	Vidrio y productos de vidrio y otros productos no metálicos n.c.p.	1,702.3	2.5
Secundario	T	Metales comunes y productos metálicos elaborados	1,007.8	1.5
Secundario	T	Maquinaria y equipo de transporte	628.6	0.9
Secundario	T	Muebles, otros bienes transportables y desperdicios y desechos	176.3	0.3
Secundario	NT	Construcción	2,370.2	3.5
Terciario	NT	Servicios de comercio	5,044.5	7.4
Terciario	NT	Alojamiento, servicios de suministro de comidas y bebidas	920.2	1.3
Terciario	T	Servicio de transporte	3,850.1	5.6
Terciario	T	Servicios de correos y comunicaciones	2,252.9	3.3
Terciario	NT	Servicios de intermediación financiera y servicios conexos	5,685.4	8.3
Terciario	NT	Servicios inmobiliarios y alquiler de vivienda	1,669.8	2.4
Terciario	NT	Servicios empresariales	7,172.1	10.5
Terciario	NT	Servicios de administración pública	0.0	0.0
Terciario	NT	Servicios de enseñanza	677.9	1.0
Terciario	NT	Servicios sociales y de salud	82.9	0.1
Terciario	NT	Servicios de asociaciones, esparcimiento y otros servicios	665.8	1.0
Terciario	NT	Servicios de mantenimiento y reparación	1,525.4	2.2
Terciario	NT	Servicios domésticos	0.0	0.0

Fuente: BCN y elaboración propia.

Nota: El autor agradece los valiosos comentarios de Gearleny Gago en la clasificación de los productos.

TABLA A2: Marco jurídico tributario de Nicaragua (2006-2019)

Año	N°	Ley/ Acuerdo ministerial	Aprobación	Publicación (La Gaceta)
2009	N° 692	Ley de Reforma y Adición al artículo 126 de la Ley N° 453, LEF y sus reformas	Junio	Julio
2009	N° 712	Ley de Reformas y Adiciones a la Ley N° 453, LEF y a la Ley N° 528	Diciembre	Diciembre
2011	N° 743	Ley de Reforma a la Ley N° 453, LEF y sus reformas, y a la Ley N° 692	Noviembre 2010	Enero 2011
2012	N° 803	Ley de Reforma al artículo 102 de la Ley N° 453, LEF	Julio	Julio
2012	N° 822	Ley de Concertación Tributaria (LCT)	Noviembre	Diciembre
2014	N° 891	Ley de Reformas y Adiciones a la Ley N° 822, LCT	Diciembre	Diciembre
2015	N° 19-2015	Acuerdo Ministerial, Lista taxativa de bienes o mercancías exentas del pago del IVA en Artículo 127 de la LCT	Julio	Agosto
2015	N° 922	Ley de Reforma a la Ley N° 822, LCT	Diciembre	Diciembre
2017	N° 07-2017	Acuerdo Ministerial, Lista taxativa de bienes o mercancías exentas del pago del IVA en Artículo 127 de la LCT	Abril	Mayo
2019	N° 987	Ley de Reformas y Adiciones a la Ley N° 822, LCT	Febrero	Febrero

Fuente: Padilla (2018)

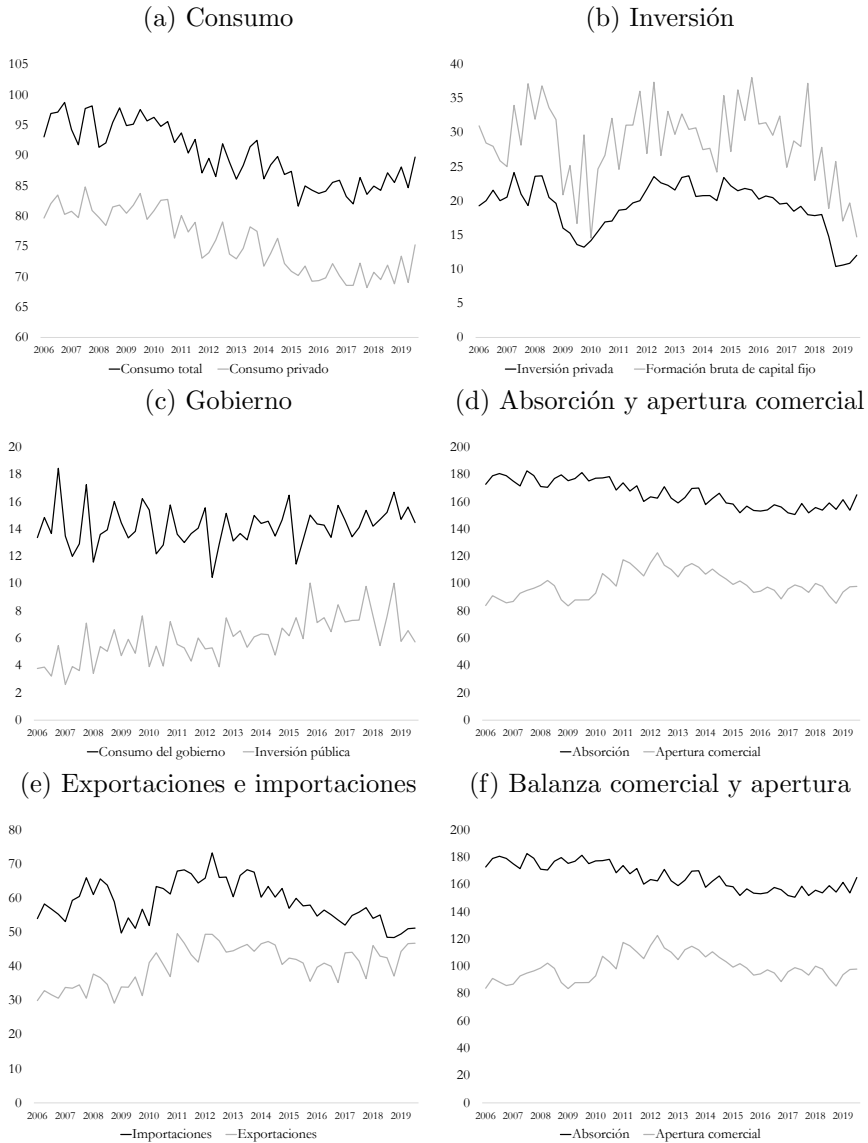
TABLA A3: Productividad marginal del capital para economías seleccionadas (porcentajes)

País	MPKN	PMPKN	MPKL	PMPKL
Australia	13	13	7	8
Bolivia	31	19	8	5
Canadá	12	15	6	7
Chile	26	24	10	9
Colombia	28	19	10	6
Costa Rica	16	8	6	3
España	12	12	9	9
México	22	16	12	9
Panamá	13	11	7	6
Perú	20	18	10	9
El Salvador	49	25	32	17
Estados Unidos	12	14	8	9

Nota:—Caselli & Feyrer (2005) realizan diferentes estimaciones de la productividad marginal del capital, con el objetivo de obtener estimaciones robustas de este indicador. MPKN: Estimación *naive* de la productividad marginal, MPKL: estimación corregida por la proporción del capital natural, PMPKN, estimación corregida por precios relativos y PMPKL: estimación con ambas correcciones.

Fuente: Caselli & Feyrer (2005).

FIGURA A1: Componentes de demanda agregada
(como porcentaje del PIB)



Fuente: BCN.

TABLA A4: Análisis de correlaciones cruzadas, volatilidad y autocorrelación de variables sectoriales (muestra 2006:T1 a 2019:T4)

Variable	ρ_i	σ_i/σ_y	Rezagos (-) y adelantados (+) del ciclo del PIB (y_{it}^*) ^{a†}																
			-8	-7	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6	7	8
PIB	0.76	1.00	-0.4	-0.41	-0.26	-0.13	0.04	0.34	0.55	0.76	1	0.76	0.55	0.34	0.04	-0.13	-0.26	-0.41	-0.4
Demanda																			
Consumo agregado	0.52	0.92	-0.16	-0.13	-0.11	-0.09	0.14	0.26	0.4	0.66	0.53	0.46	0.38	0.20	0.03	-0.05	-0.22	-0.33	-0.33
Consumo gob.	-0.23	2.06	-0.05	-0.09	-0.07	0.02	-0.06	0.11	0.26	0.11	0.28	0.20	0.12	0.09	0.11	0.14	0.13	-0.04	-0.21
Consumo privado	0.52	0.92	-0.17	-0.14	-0.10	-0.08	0.09	0.14	0.36	0.5	0.69	0.51	0.43	0.3	0.07	-0.06	-0.19	-0.29	-0.29
FBK	0.57	6.44	-0.39	-0.47	-0.22	-0.07	0.13	0.33	0.52	0.7	0.67	0.53	0.36	0.19	0.02	-0.13	-0.22	-0.26	-0.22
FBKF gob.	0.25	5.19	-0.15	-0.13	0.03	0.12	0.16	0.38	0.27	0.29	0.43	0.19	0.12	-0.05	-0.14	-0.22	-0.18	-0.15	-0.07
FBKF privada	0.80	5.52	-0.46	-0.51	-0.38	-0.23	-0.01	0.26	0.57	0.75	0.85	0.74	0.55	0.34	0.09	-0.08	-0.19	-0.3	-0.31
Exportaciones	0.38	1.97	-0.18	-0.17	-0.23	-0.28	-0.27	-0.13	-0.02	0.23	0.47	0.46	0.39	0.17	0.05	-0.16	-0.18	-0.18	-0.23
Importaciones	0.71	2.42	-0.34	-0.43	-0.4	-0.33	-0.14	0.08	0.37	0.64	0.79	0.71	0.55	0.34	0.06	-0.13	-0.24	-0.28	-0.26
Oferta																			
Impuestos	0.52	2.59	-0.22	-0.25	-0.33	-0.35	-0.4	-0.17	0.01	0.32	0.59	0.62	0.65	0.51	0.26	0.18	-0.05	-0.20	-0.23
Sector primario	0.41	2.33	-0.39	-0.47	-0.37	-0.26	-0.20	0.04	0.12	0.24	0.48	0.37	0.21	0.23	0.04	-0.06	-0.04	-0.16	-0.10
Sector secundario	0.67	1.90	-0.42	-0.44	-0.31	-0.23	-0.04	0.3	0.51	0.66	0.8	0.57	0.42	0.28	0.12	0.01	-0.06	-0.22	-0.32
Sector terciario	0.76	1.04	-0.04	0.02	0.14	0.24	0.38	0.43	0.54	0.61	0.62	0.46	0.27	0.03	-0.16	-0.28	-0.39	-0.37	-0.34
Stock de capital	0.84	0.67	-0.14	-0.06	0.19	0.38	0.55	0.65	0.68	0.61	0.43	0.18	-0.07	-0.29	-0.43	-0.49	-0.52	-0.5	-0.43
PMgK	0.56	0.09	-0.29	-0.39	-0.34	-0.33	-0.31	-0.06	0.09	0.33	0.6	0.52	0.47	0.54	0.42	0.33	0.26	0.07	0.04
Excedente de explotación	0.79	1.00	-0.33	-0.4	-0.35	-0.3	-0.21	0.02	0.22	0.46	0.77	0.69	0.62	0.53	0.34	0.20	0.05	-0.16	-0.26
Remuneraciones	0.78	1.04	-0.38	-0.46	-0.43	-0.36	-0.26	-0.02	0.20	0.47	0.79	0.72	0.6	0.46	0.22	0.06	-0.08	-0.25	-0.31
Precios																			
Índice del PIB	0.66	0.74	-0.22	-0.18	0.00	0.10	0.10	0.27	0.3	0.28	0.10	-0.03	-0.10	-0.18	-0.19	-0.12	-0.02	-0.03	0.04
IPC gobierno	0.83	0.75	-0.12	-0.04	0.05	0.15	0.23	0.34	0.39	0.36	0.21	-0.04	-0.27	-0.41	-0.46	-0.59	-0.3	-0.19	-0.02
IPC gobierno	0.86	0.46	-0.16	0.04	0.16	0.28	0.33	0.33	0.31	0.16	0.03	-0.12	-0.21	-0.27	-0.28	-0.21	-0.11	0.00	0.09
Inflación general	0.78	1.22	-0.27	-0.3	-0.27	-0.17	0.00	0.25	0.44	0.53	0.46	0.24	0.02	-0.15	-0.28	-0.29	-0.29	-0.26	-0.16
Inflación subyacente	0.85	0.72	-0.34	-0.26	-0.15	0.01	0.16	0.29	0.34	0.31	0.22	0.07	-0.07	-0.18	-0.22	-0.18	-0.09	-0.01	0.05
Precio alimentos	0.71	3.14	-0.32	-0.38	-0.32	-0.21	-0.16	-0.01	0.15	0.32	0.5	0.43	0.21	0.02	-0.18	-0.27	-0.28	-0.34	-0.32
Precio petróleo	0.62	8.61	-0.16	-0.15	-0.09	-0.03	-0.05	-0.02	0.12	0.17	0.24	0.17	-0.04	-0.21	-0.28	-0.31	-0.3	-0.25	-0.17
Financiero																			
Tasa de ahorro (CS)	0.73	0.09	0.39	0.48	0.51	0.47	0.35	0.19	0.09	0.01	-0.07	-0.09	-0.19	-0.18	-0.18	-0.19	-0.12	-0.17	-0.15
Tasa de ahorro (US\$)	0.41	0.06	0.3	0.4	0.43	0.39	0.29	0.05	-0.07	-0.16	-0.18	-0.21	-0.23	-0.23	-0.14	-0.05	0.04	0.06	0.12
Tasa activa (CP-US\$)	0.50	0.38	0.32	0.39	0.55	0.35	0.23	0.00	-0.29	-0.48	-0.58	-0.6	-0.45	-0.29	-0.13	0.00	0.09	0.12	0.16
Tasa activa (LP-US\$)	0.61	0.38	0.25	0.34	0.43	0.55	0.41	0.29	0.05	-0.22	-0.36	-0.45	-0.38	-0.27	-0.23	-0.12	-0.09	0.03	
Credito	0.88	3.53	-0.17	-0.08	0.13	0.32	0.52	0.68	0.77	0.77	0.65	0.43	0.18	-0.06	-0.24	-0.36	-0.44	-0.45	-0.42
Depósitos	0.85	2.39	-0.34	-0.43	-0.43	-0.36	-0.16	0.12	0.36	0.59	0.7	0.58	0.44	0.26	0.09	-0.04	-0.06	-0.09	-0.08
Reservas Internacionales	0.62	3.20	-0.14	-0.19	-0.24	-0.26	-0.25	-0.10	0.10	0.37	0.36	0.34	0.25	0.17	0.02	-0.04	-0.05	0.01	0.04
Brecha cambiaria	0.49	0.11	0.04	0.08	0.20	0.29	0.31	0.16	0.06	0.01	-0.19	-0.3	-0.34	-0.3	-0.16	0.05	0.15	0.12	0.10
Tasa internacional (FFR)	0.72	0.23	-0.16	-0.17	-0.11	-0.10	-0.10	-0.05	-0.02	0.10	0.25	0.26	0.26	0.29	0.3	0.24	0.13	-0.07	-0.20
Externo																			
IPX	0.79	1.88	-0.51	-0.49	-0.45	-0.36	-0.24	-0.08	0.10	0.26	0.34	0.32	0.22	0.12	-0.02	-0.05	-0.07	-0.11	-0.09
IPM	0.76	2.44	-0.23	-0.15	-0.06	0.01	0.07	0.19	0.28	0.32	0.21	-0.01	-0.23	-0.38	-0.41	-0.39	-0.36	-0.26	-0.15
TDI	0.72	2.11	-0.19	-0.26	-0.32	-0.32	-0.28	-0.28	-0.23	-0.13	0.06	0.28	0.46	0.54	0.45	0.41	0.35	0.19	0.10
TCR (FEUU)	0.75	0.62	0.01	-0.03	-0.05	-0.13	-0.21	-0.01	0.16	0.25	0.3	0.20	0.16	0.25	0.3	0.27	0.18	0.03	-0.09
Remesas	0.33	1.74	-0.20	-0.15	-0.17	-0.10	-0.01	0.22	0.28	0.34	0.32	0.26	0.12	-0.03	-0.20	-0.21	-0.29	-0.20	-0.12
IED bruta	0.26	10.82	-0.37	-0.31	-0.14	-0.08	0.21	0.36	0.54	0.59	0.48	0.28	0.12	0.06	-0.12	-0.18	-0.22	-0.3	-0.18
Turismo	0.42	7.88	-0.18	-0.15	-0.17	-0.11	-0.05	0.02	0.13	0.36	0.47	0.47	0.36	0.26	0.05	-0.14	-0.28	-0.26	-0.20
PIB de FEUU	0.82	0.35	-0.18	-0.23	-0.28	-0.26	-0.17	-0.02	0.21	0.39	0.47	0.46	0.34	0.25	0.14	0.04	-0.06	-0.12	-0.10
Inflación de FEUU	0.67	0.45	-0.28	-0.29	-0.26	-0.27	-0.19	0.07	0.32	0.49	0.48	0.32	0.14	0.00	-0.11	-0.18	-0.19	-0.23	-0.20

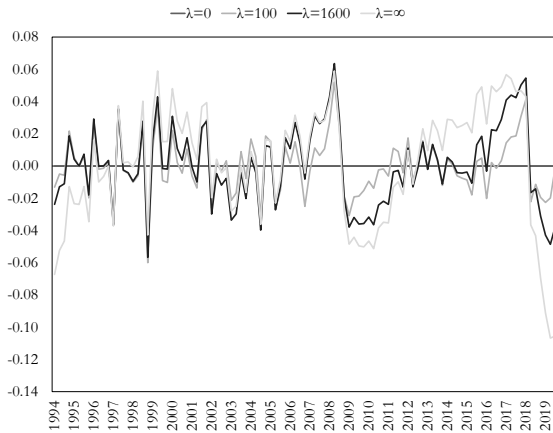
†: Estadísticos calculados a partir del filtro Hodrick-Prescott.
 *: Números en negrita indican significancia estadística al 5%.
 Fuente: BCN y elaboración propia.

TABLA A5: Componentes de demanda agregada de economías seleccionadas (como porcentaje del PIB, promedio del período 2000-2018)

País	Brasil	Chile	Colombia	Costa Rica	Honduras	México	Perú	España	EEUU
Consumo final	81.3	73.1	82.8	82.2	92.5	78.0	77.2	76.3	82.6
Consumo privado	62.1	61.0	68.7	66.7	76.9	66.8	65.8	57.9	67.5
Consumo del gobierno	19.2	12.1	14.1	15.6	15.6	11.2	11.4	18.4	15.1
Formación bruta de capital fijo	18.2	22.3	20.4	19.9	24.8	21.5	21.6	24.5	21.0
Exportaciones	12.9	35.2	16.7	36.8	50.3	29.6	24.0	28.5	11.5
Importaciones	12.9	31.0	20.4	39.0	68.8	31.2	22.2	29.6	15.3
Balanza comercial	0.2	4.1	-3.8	-2.1	-18.5	-1.6	1.8	-1.1	-3.8
Apertura comercial	25.8	66.2	37.1	75.8	119.1	60.7	46.2	58.1	26.8

Fuente: International Financial Statistics del FMI.

FIGURA A2: Sensibilidad en la estimación del ciclo económico a la elección de λ



Fuente: Elaboración propia.

TABLA A6: Propiedades del ciclo económico bajo diferentes valores de λ

	$\lambda = 0$	$\lambda = 100$	$\lambda = 1121$	$\lambda = 1600$	$\lambda = \infty$
σ_y	0.00	1.78	2.36	2.48	3.79
$\rho_{y,1}$	-	0.06	0.44	0.49	0.76

Fuente: Elaboración propia.

```
%-----  
%-----  
%Código para obtener el lambda óptimo-Marcet y Ravn (2003)  
%-----  
%-----  
  
%-----  
%Descripción  
%-----  
% Requiere el Econometrics Toolbox de MATLAB.  
% Basado en la metodología de Marcet y Ravn.  
  
% Inputs:1. PIB real de Nicaragua y de Estados Unidos  
% (archivo de excel)  
%2. Frecuencia de datos  
%'a'=datos anuales  
%'q'=datos trimestrales  
% 'm'=datos mensuales  
% 3. Método: "V" o "W"  
  
% Outputs: Parámetros de suavizamiento (lambdas)  
% óptimos bajo metodologías V y W.  
  
% Elaborado por William A. Mendieta Alvarado  
% Gerencia de Análisis Macroeconómico  
% Banco Central de Nicaragua  
  
%-----  
%Preliminares  
%-----  
clearvars; clear globals; close all; clc;  
  
%-----  
%Parámetros  
%-----  
global Y method reescala Wus Vus  
  
t='m'; %'a'=datos anuales  
%'q'=datos trimestrales  
%'m'=datos mensuales
```

```

method='W'; %'V' o 'W'
reescala=1e6; %Reescala los valores de V y W para la optimización.

%-----
%Carga de datos
%-----
if t=='a'
datos=log(xlsread('datos.xlsx','Anual'));
elseif t=='q'
datos=log(xlsread('datos.xlsx','Trimestral'));
elseif t=='m'
datos=log(xlsread('datos.xlsx','Mensual'));
end

Y=datos(:,1); Yus=datos(:,2);
[n,~]=size(Y); %n= número de observaciones

%-----
%Cálculos preliminares
%-----
lus=1600; %Lambda sugerido para EEUU
if t=='a'
freq=1;
lstan=lus/((4/freq)^4); %Lambda sugerido por Ravn-Uligh (2002)
frecuencia='anual';
elseif t=='q'
freq=4;
lstan=lus/((4/freq)^4);
frecuencia='trimestral';
elseif t=='m'
freq=12;
lstan=lus/((4/freq)^4);
frecuencia='mensual';
end

[Tus,Cus]=hpfiler(Yus,lstan);
fdTus=Tus(2:end)-Tus(1:end-1);%primera diferencia
sdTus=fdTus(2:end)-fdTus(1:end-1);%segunda diferencia
stdCus=std(Cus);%desviación estándar del ciclo

```



```

% Cálculo de valores de W y V para EEUU
Wus=100*((std(sdTus))^2)*reescala;
Vus=((std(sdTus)^2)/(stdCus^2))*reescala;

l0=lstan; %Valor inicial para la optimización

%-----
%Optimización
%-----
fun=@OptL;%Función que contiene el cálculo de V y W para Nic.
x0=l0; %valor inicial de lambda para optimización
[lambda_opt, fval]=fzero(fun,x0);

disp(strcat({'Lambda óptimo en frecuencia'},{' '},{frecuencia}))
disp(strcat({' Método '},{method}));
disp(strcat({' '},{num2str(lambda_opt)}))

%-----
%Función a optimizar
%-----
function DIFF=OptLV(l0) %l0 es el valor de $\lambda$ inicial
global Y reescala Vus Wus method
%Cálculos
warning off;

[T,C]=hpfiler(Y,l0); %Calcula el filtro HP con el $\lambda$ l0

fdT=T(2:end)-T(1:end-1);
sdT=fdT(2:end)-fdT(1:end-1);
stdC=std(C);

V=((std(sdT)^2)/(stdC^2))*reescala;
W=100*((std(sdT))^2)*reescala;

if method=='V'
DIFF=Vus-V;
elseif method=='W'
DIFF=Wus-W;
end
end

```


Costo económico de conflictos en Nicaragua: un enfoque de control sintético

Néstor Adolfo Torres Betanco*

Resumen

Desde finales de la década de 1970 hasta fines de 1980, Nicaragua sufrió una serie de conflictos armados que causaron importantes efectos a nivel macroeconómico. Datos del Banco Central de Nicaragua (BCN) indican que entre 1978 y 1979 (periodo en que se intensificaron los conflictos en un primer momento), la actividad económica se redujo 7.8 y 26.5 por ciento, respectivamente. Este deterioro macroeconómico se mantuvo hasta finales de 1980, cuando el país vivió una segunda oleada de confrontaciones, las cuales en 1988 se asociaron con una caída de 12.4 por ciento de la actividad económica y una (hiper)inflación superior a 33 mil por ciento anual. Dada esta variación exógena en la coyuntura económica de la época, en el presente estudio se plantea estimar lo que hubiese sucedido en ausencia de dichos conflictos con el Producto Interno Bruto (PIB) *per cápita*. Haciendo uso del método de ‘control sintético’, se evidencia que en ausencia de conflictos, el PIB *per cápita* de Nicaragua, entre 1979 y 2018, habría sido 2.5 veces superior al efectivamente observado. Estos resultados son robustos a la inclusión de covariables, y ante más de 500 distintas especificaciones del modelo estimado.

Palabras Clave: Nicaragua, PIB *per cápita*, Conflictos, Control sintético.

Códigos JEL: C32, D74, E27.

*El autor pertenece a la Gerencia de Investigaciones Económicas del Banco Central de Nicaragua. El autor agradece los comentarios de Mario Aráuz Torres, Luvy Barquero Vega, Michael González y Maykell Marengo. El contenido de este documento es responsabilidad exclusiva de su autor, y en ningún caso puede asumirse que refleja la posición oficial del Banco Central de Nicaragua. Para comentarios comunicarse al correo: ntorres@bcn.gob.ni.

1. Introducción

Los conflictos políticos y el desarrollo económico están interrelacionados, y estos han sido parte de la agenda de estudio de científicos sociales y economistas en los últimos 20 años (Bilgel & Karahasan 2019). Según Serneels & Verpoorten (2015), este hecho ha sido clave para que en las últimas dos décadas se haya experimentado un aparente *boom* de estudios empíricos de dichos conflictos, principalmente, en países en vías de desarrollo, los cuales son más susceptibles a sufrirlos. En particular, los estudios empíricos se han focalizado en las guerras civiles, las cuales normalmente provocan importantes afectaciones económicas en donde se manifiestan (Collier 1999). Dichas afectaciones se pueden materializar a través de diversas vías. La literatura destaca la destrucción de factores productivos como el capital (físico y humano), así como la incertidumbre como mecanismos principales a través de los cuales las guerras pueden producir efectos negativos en términos de actividad y crecimiento económico (ver: Collier 1999, Imai & Weinstein 2000, Blattman & Miguel 2010).

A pesar de lo anterior, Polachek & Sevastianova (2012) y Koubi (2005) sostienen que a lo largo de la historia las guerras han generado resultados económicos ambiguos, ya que la destrucción de capital que generan es compensada por la mejora en la productividad como resultado del mayor uso de mano de obra en las reconstrucciones, o por sustitución del capital obsoleto, que es destruido, por capital con mayores niveles de tecnología, lo cual permite incrementar la productividad de factores y con ello la actividad y el crecimiento económico. Tomando ambas posiciones teóricas, parece no haber convergencia en cuanto al efecto económico de las guerras, lo cual deja espacio para aportar nueva evidencia que contribuya a un debate que se ha extendido por más de 20 años.

Nicaragua es un país que atravesó un intenso periodo de conflictos armados, el cual se extendió desde fines de 1970 hasta finales de 1980. En este periodo, el país experimentó dos episodios de guerras como resultado de disputas políticas (Krujit 2011). De acuerdo con Zaremba (1992), en el año 1979 tras una gran movilización de fuerzas revolucionarias confluidas en el Frente Sandinista de Liberación Nacional (FSLN), a través de una guerra civil—que se había intensificado desde 1978—se logró remover del poder a Anastasio Somoza Debayle, quien era el Presidente de Nicaragua en ese momento, y formaba parte de la denominada ‘dictadura somocista’ que había gobernado el país desde 1936, la cual comenzó con el ascenso al poder de Anastasio

Somoza García, padre de Somoza Debayle.

Después de los acontecimientos de 1979, la situación social y económica de Nicaragua era crítica, ya que el país presentaba un considerable deterioro en sus indicadores macroeconómicos fundamentales. Según cifras del BCN (2010), luego que el conflicto dio inicio, el nivel de actividad económica se redujo 7.8 y 26.5 por ciento en 1978 y 1979, respectivamente. Ello representaba un importante indicativo de los estragos económicos que la guerra estaba provocando en ese momento.

Según señala Krujit (2011), los primeros meses luego del proceso de transición de 1979 se caracterizaron por la relativa estabilidad socio-política. Sin embargo, a inicios de 1980 comenzó a gestarse un grupo de combatientes llamados ‘contrarrevolucionarios’, los que se oponían al gobierno de turno (que había removido del poder a Somoza Debayle), por lo cual, las confrontaciones continuaron y alcanzaron su punto álgido en 1988. Este segundo episodio de enfrentamientos dio continuidad al deterioro macroeconómico que había iniciado desde fines de 1970. Según cifras del BCN (2010), en 1988 la actividad económica se desplomó 12.4 por ciento, con un nivel de (hiper)inflación que se situó en 33,547.9 por ciento; (hiper)inflación que representaba un récord histórico en la región latinoamericana en su época (Reinhart & Rogoff 2009).

Los enfrentamientos armados entre ‘contrarrevolucionarios’ y las fuerzas revolucionarias del FSLN comenzaron a cesar a mediados de 1988, tras los primeros esfuerzos por restablecer la paz en el país (Krujit 2011). Pero no fue sino hasta 1990, luego del desarme de las fuerzas ‘contrarrevolucionarias’, a raíz de la victoria electoral de Violeta Barrios, cuando se puso fin al conflicto (Zaremba 1992). A pesar que el proceso de paz tuvo éxito, los efectos del largo periodo de conflictos en Nicaragua eran evidentes, pues, en términos económicos y sociales, la guerra había dejado al país ‘desangrado’ (Krujit 2011, p.75).

Para desvelar el efecto causal de la variación exógena generada por los conflictos experimentados en Nicaragua desde fines de 1970, en el presente estudio se construye un control sintético que reproduce las características de lo que hubiese sucedido en Nicaragua en ausencia de dichos conflictos, focalizando el análisis sobre la variable económica de interés representada por el PIB *per cápita* real (dólares de 2010). Para lograr este objetivo, se hace uso del método de ‘Control Sintético’. Este método permite construir un ‘Nicaragua Sintético’, el cual se conforma a partir de una combinación convexa de un

grupo de países que no fueron afectados por guerras durante el periodo de estudio; periodo que se extiende desde 1960 hasta 2018.

Los resultados indican que, en ausencia de conflictos, Nicaragua hubiese alcanzado una renta *per cápita* promedio superior a 3,635 dólares entre 1979 y 2018. Es decir, la renta *per cápita* promedio observada en ese periodo (US\$1,442.7), es 2.5 veces inferior a la de ‘Nicaragua Sintético’. Al adicionar el promedio resultante de la diferencia entre la renta *per cápita* observada y la del control sintético (US\$2,190.0) al PIB *per cápita* de 2018, resulta una renta *per cápita* cercana a 4,100 dólares para ese año, lo que implica que la tasa a la cual debió crecer la economía—en términos *per cápita*—para lograr tal nivel de renta en 2018, debió ser, en promedio, de 1.5 por ciento anual. Dicha tasa es superior al 0.3 por ciento de crecimiento real negativo que Nicaragua experimentó entre 1979 y 2018.

Considerando lo anterior, un 1.5 por ciento de crecimiento es razonable y pudo haber sido alcanzable (en ausencia de guerra), tomando en consideración que la renta *per cápita* de Nicaragua creció a una tasa de 2.4 por ciento en promedio entre 1960 y 1978. Adicional a ello, los países utilizados para construir a ‘Nicaragua Sintético’ crecieron a una tasa real *per cápita* de 1.9 por ciento en el periodo posterior a 1978.

Este documento está ordenado como sigue: en la sección 2 se presenta la revisión de literatura relacionada. La sección 3 muestra los aspectos metodológicos de la estrategia empírica que se sigue. En la sección 4 se presentan los principales resultados, así como el análisis de validez y robustez de los mismos. En la sección 5 se expone una breve discusión de los resultados. Finalmente, se concluye en la sección 6.

2. Revisión de Literatura

La teoría es ambigua acerca de la relación entre guerras y la actividad y crecimiento económico (Polachek & Sevastianova 2012, p.362). Por un lado, Collier (1999), desde una perspectiva teórica que destaca los efectos destructivos de la guerra, argumenta que este tipo de conflictos destruyen factores productivos como capital físico y humano, además que producen altos niveles de incertidumbre. Como resultado de la incertidumbre se da la sustitución de portafolios de inversión, por lo que los capitales (financieros y líquidos) se retiran de países inmersos en estos conflictos. Adicionalmente, según señala Collier (1999), entornos de baja estabilidad socio-política, propician la mi-

gración de capital humano cualificado. Todo ello, limita la productividad de factores y, eventualmente, afecta la actividad económica y el crecimiento.

Por otro lado, [Olson \(2008\)](#) argumenta que las guerras pueden favorecer la actividad económica una vez se destruyen las actividades de *rent-seeking* que se llevan a cabo en países que son susceptibles a sufrir este tipo de conflictos (países subdesarrollados). Dado que esas actividades de *rent-seeking* son sostenidas normalmente por bases políticas, y las guerras se suelen librar para remover del poder a quienes lo ostentan, las citadas estructuras de *rent-seeking* son desmanteladas luego que las guerras ocurren. Con ello se liberan recursos que pueden ser asignados de forma eficiente en la economía, promoviendo de esa manera la actividad económica y el crecimiento. Aunque, según [Olson \(2008\)](#), lo anterior supone la realización de profundos cambios en la institucionalidad política en el país luego que la guerra ocurre, pues dichos cambios pueden, eventualmente, modificar la institucionalidad económica y producir así resultados económicos positivos¹.

La evidencia empírica, al igual que la teoría, no ha encontrado un punto de convergencia sobre la dirección del efecto económico de las guerras. Ello en gran parte por la endogeneidad de las guerras con respecto al crecimiento y la actividad económica, lo que ha sido acompañado por la falta de estrategias empíricas que permitan identificar de forma clara y precisa dichos efectos.

Usando datos de sección transversal de países, [Imai & Weinstein \(2000\)](#) y [Gyimah-Brempong & Corley \(2005\)](#), encuentran que las guerras producen efectos negativos sobre la renta *per cápita* y el crecimiento económico (cerca a 2% anual), y destacan la reducción de la inversión interna y externa como el mecanismo principal a través del cual se manifiestan dichos efectos, lo cual se condice con lo que señalan [Collier \(1999\)](#) y [Murdoch & Sandler \(2002\)](#). En tanto, [Koubi \(2005\)](#) muestra que los efectos económicos de las guerras son heterogéneos entre países, y están determinados por la duración e intensidad de los episodios. Según [Koubi \(2005\)](#), las guerras no siempre reducen el crecimiento económico, pues, en algunos casos se encuentra evidencia que apunta a la existencia de efectos económicos positivos, lo cual se explica por las débiles tasas de crecimiento, previo a la guerra, evidenciadas en los países que atraviesan por estos conflictos.

Los efectos negativos de las guerras parecen manifestarse con mayor intensidad en el corto plazo, pero tienden a disiparse en el largo plazo como

¹Institucionalidad en el sentido de [North \(1990\)](#).

muestran [Organski & Kugler \(1977\)](#), quienes encuentran que los efectos económicos negativos manifestados en países que fueron afectados por las dos guerras mundiales, se revirtieron después de 15 o 20 años. No obstante, [Murdoch & Sandler \(2004\)](#) encuentran que los países que son afectados por guerras civiles, ven reducido su crecimiento económico en 85 por ciento en los primeros cinco años, y no se recuperan incluso después de 35 años, cuando el crecimiento aún es 31 por ciento inferior, comparado con el escenario en ausencia de guerra. Según [Collier \(1999\)](#), las economías tienden a recuperarse rápidamente después de largas guerras civiles, sin embargo, encuentra evidencia que en países donde se experimentan guerras con poca duración, pero con alta intensidad, los efectos económicos negativos tienden a prolongarse en el tiempo.

En Sri Lanka, [Ganegodage & Rambaldi \(2014\)](#) aportan evidencia de los efectos económicos de la guerra civil que se desarrolló en el país entre 1983 y 2008. Los autores encuentran que la guerra provocó un efecto negativo y significativo en cuanto a la reducción del crecimiento económico de 9 por ciento anual. Un resultado similar es encontrado por [Pradhan \(2001\)](#), quien arguye que el mecanismo por el cual la guerra en Sri Lanka ha tenido efectos económicos negativos, ha sido a través de la reducción de la inversión tanto doméstica como externa, y por las disrupciones del comercio internacional a raíz de la incertidumbre generada por el conflicto.

[Serneels & Verpoorten \(2015\)](#) utilizan micro-datos para tratar de estimar el efecto de la guerra civil ocurrida en Ruanda en el año 1994, en particular, estudiando su incidencia sobre el consumo privado. Los autores encuentran evidencia robusta y sugerente que las localidades que experimentaron episodios de guerra con mayor intensidad, tuvieron una reducción de 36 a 88 por ciento en el consumo, con respecto a localidades que no fueron afectadas. [Miguel & Roland \(2011\)](#) realizan un estudio similar, en el cual evidencian que el crecimiento económico y el consumo privado, en localidades afectadas por el bombardeo de Vietnam en la década de 1960, tomaron 30 años para poder recuperar su tendencia previa al conflicto.

La metodología de control sintético, también ha sido ampliamente utilizada en los últimos años en la evaluación de efectos económicos de distintos tipos de conflictos. Por ejemplo, [Abadie & Gardeazabal \(2003\)](#), quienes introducen la metodología, estiman el efecto causado por la violencia del grupo terrorista Euskadi Ta Askatasuna (ETA) en el País Vasco España, donde encuentran una reducción del 10 por ciento del PIB *per cápita* como consecuencia de la

violencia de ETA. Un efecto similar es encontrado por [Horiuchi & Mayerson \(2015\)](#) en el estudio de la Intifada de Palestina, y por [Bilgel & Karahasan \(2019\)](#) quienes evalúan el efecto económico de los conflictos provocados por el grupo terrorista Kurdistan Workers' Party (PKK) en Turquía.

[Molato \(2015\)](#) estima el efecto del conflicto secesionista en Filipinas, y encuentra que el país habría percibido un 18 por ciento más de PIB *per cápita* en ausencia de dicho conflicto, ello 10 años después de su inicio. El resultado que evidencia [Molato \(2015\)](#), coincide con lo que evidencian [Bluszcz & Valente \(2019\)](#) en el estudio de los conflictos separatistas ocurridos en Ucrania en 2014. [Hodler \(2019\)](#) cuantifica el efecto económico de mayor magnitud de un conflicto, pues muestra que el genocidio de Ruanda de 1994 produjo una reducción del PIB de 58 por ciento, lo que en términos *per cápita* significó una merma de 31 por ciento de la renta del país a causa del conflicto.

En cuanto al análisis del costo económico de las guerras, mediante el método de control sintético [Costalli et al. \(2017\)](#) realizan un estudio de casos comparativos, en el cual analizan el efecto de las guerras civiles en 20 diferentes países a nivel global, mediante lo cual evidencian que estos países han perdido en promedio 17.5 por ciento del PIB *per cápita* como causa de la guerra. Los efectos que encuentran estos autores responden a factores de heterogeneidad (similar a lo evidenciado por [Bove et al. \(2017\)](#)), pero concluyen que están principalmente relacionados con polarización política y fraccionalización étnica.

[Li \(2012\)](#) al igual que [Costalli et al. \(2017\)](#), realiza un estudio de casos comparativos, en el cual analiza los efectos de las guerras civiles ocurridas luego de la II Guerra Mundial, enfocándose en las guerras que iniciaron entre 1970 y 1997. La evidencia que el autor encuentra apoya la hipótesis de los efectos destructivos de la guerra, más que los potenciales efectos positivos a raíz de las reconstrucciones, como apuntan [Polachek & Sevastianova \(2012\)](#). El efecto causal encontrado por [Li \(2012\)](#), indica que en promedio los países que vivieron guerras en el periodo descrito, registraron un nivel de renta *per cápita* 40 por ciento inferior con respecto a sus controles sintéticos.

Similarmente, [Bove et al. \(2017\)](#) estudian los efectos heterogéneos de los conflictos. En particular, los autores enfocan su análisis sobre las guerras civiles, haciendo uso de la metodología de control sintético y estimaciones de panel con efectos fijos, mediante las cuales evidencian que, a pesar que las guerras provocan efectos negativos sobre el PIB *per cápita* (en general),

estos efectos tienden a ser poco significativos. La heterogeneidad presente en los resultados de [Bove et al. \(2017\)](#), no permite a los autores concluir de forma contundente la dirección de los efectos económicos de los episodios de guerras que incorporan en su análisis, pues en ocasiones incluso evidencian resultados económicos positivos, lo que es consistente con lo que señalan [Polachek & Sevastianova \(2012\)](#) y [Koubi \(2005\)](#).

La evidencia existente en cuanto a la evaluación de los conflictos, en particular las guerras, indica en su mayoría que existe una marcada tendencia de los efectos negativos. No obstante, hay evidencia que apunta a que esto no siempre resulta ser así (ver: [Koubi 2005](#), [Bove et al. 2017](#)). Esto abre la puerta para aportar nueva evidencia que sume al cuerpo de literatura existente, de modo que, como sugieren [Angrist & Pischke \(2010\)](#), se pueda contribuir a mejorar la validez externa de la literatura relacionada, pero, sobre todo, aportar un análisis particular del importante caso de estudio de Nicaragua.

3. Aspectos Metodológicos

3.1. Metodología de control sintético

Según [Cunningham \(2021\)](#), en términos generales la metodología de control sintético introducida por [Abadie & Gardeazabal \(2003\)](#), y desarrollada por [Abadie et al. \(2010\)](#) y [Abadie et al. \(2015\)](#), permite construir una unidad de comparación (o contrafactual) para una unidad que recibe un ‘tratamiento’, con base en una combinación lineal convexa que forma un ‘control sintético’. Este control sintético se conforma de la denominada ‘*Donor Pool*’, la cual está compuesta por las unidades que no se exponen al tratamiento. La metodología trata de generar un contexto en el cual se explote la variación exógena en la unidad tratada, por lo que, al compararla con una unidad que no ha sido expuesta al tratamiento, se pueda desvelar el efecto causal de dicho tratamiento, tal como sucede en experimentos aleatorios².

Siguiendo a [Abadie & Gardeazabal \(2003\)](#) y [Abadie et al. \(2010\)](#), si se supone que hay $c + 1$ países indexados por $i = 1, 2, 3, \dots, c + 1$, en T periodos $t = 1, 2, 3, \dots, T$, donde sólo el país indexado por $i = 1$ recibe el tratamiento (en este caso, es afectado por la guerra), entonces los demás países c pueden ser utilizados para formar el contrafactual (control sintético) y conforman la *Donor Pool*. Existen T_0 periodos en los cuales el país tratado no se expone a los conflictos, es decir, un período pre-tratamiento, y T_1 periodos de post-

²Randomized Controlled Trials (RCT’s).

tratamiento luego que los conflictos inician, lo que implica que $T_0 + T_1 = T$.

El efecto de la guerra en el país i en el tiempo t , está dado por $\alpha_{it} = Y_{it}^E - Y_{it}^N$. Donde Y_{it}^E es la variable de interés del país expuesto a la guerra, en este caso, el PIB *per cápita* del país $i = 1$ (Nicaragua), si la guerra comienza desde el periodo $T_0 + 1$ hasta T . Mientras que Y_{it}^N es el PIB *per cápita* resultante de la combinación convexa de las unidades de comparación $i = c$, provenientes de la *Donor Pool* que no son expuestas a la guerra.

Dado que el país $i = 1$ es expuesto a la guerra, se debe estimar el efecto causal representado por $(\alpha_{1T_0+1}, \alpha_{1T_0+2}, \dots, \alpha_{1T})$, para lo cual es necesario determinar Y_{it}^N de un modelo de factores que toma la siguiente forma:

$$Y_{it}^N = \delta_t + \theta_t Z_i + \gamma_t \mu_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

Donde Y_{it}^N es la variable de interés del país i que no se expone al tratamiento en t , como se detalla anteriormente. δ_t es un factor común, desconocido e invariante entre los países, denominado soporte común. Z_i es un vector de covariables o variables de emparejamiento que son observables entre los $c + 1$ países. θ_t es un vector desconocido de parámetros temporales. γ_t es un vector de factores comunes desconocidos. μ_i son características inobservables específicas de los países. Finalmente, ϵ_{it} es un vector de perturbaciones estocásticas.

Considerar el vector de $C \times 1$ elementos ponderadores indexados por $j = 2, 3, \dots, c + 1$, con $w_2, w_3, \dots, w_{c+1} = W$, de modo que formen una combinación convexa óptima que permita construir un contrafactual válido Y_{it}^N . Estos ponderadores deben cumplir la condición que $0 \leq w_j \leq 1$, tal que $\sum_{j=2}^{c+1} w_j = 1$. Por lo que, los valores de la variable de interés del contrafactual vendrán dados por la expresión $\hat{Y}_{jt} = \sum_{j=2}^{c+1} w_j Y_{jt}$. De esta forma, el efecto de la guerra en Nicaragua estaría definido por $\hat{\alpha}_{1t} = Y_{1t} - \hat{Y}_{jt}$. Donde Y_{1t} son los valores de la variable de interés del país afectado por la guerra, mientras que \hat{Y}_{jt} representa el resultado de la combinación convexa de ponderadores, por la variable de interés de los países no afectados. Según [Abadie et al. \(2010\)](#), este estimador $\hat{\alpha}_{1t}$ es un estimador insesgado de α_{1t} .

Así como se definen los ponderadores óptimos de la variable de interés, se pueden definir los ponderadores W^* de covariables que pueden ser utilizadas para mejorar la precisión del ajuste del control sintético previo a la ocurrencia del tratamiento, al incorporar en el análisis factores observables de los

países. El vector W^* se elige de modo que minimice la distancia entre el vector de la variable de interés y las covariables de características observables, previo a que el país tratado sufra la variación exógena (tratamiento). Este vector puede ser definido como X_1 , en tanto, el vector de características de los demás países que forman parte de la *Donor Pool* es definido como X_0 .

Lo anterior implica que la norma de los vectores estaría definida por la expresión siguiente: $\|X_1 - X_0W^*\| = \sqrt{(X_1 - X_0W^*)'M(X_1 - X_0W^*)}$, donde M es una matriz simétrica y positiva semidefinida. Esta minimización está sujeta al rango de movimiento de los ponderadores w_j , de modo que estos no puedan ser menores que cero y exceder la unidad. La optimización de los ponderadores de W^* permite que la variable de interés y las demás covariables del país tratado y los países de la *Donor Pool*, puedan ser comparables.

Según [Abadie et al. \(2015\)](#), la capacidad de ajuste a la variable de interés y las demás covariables del control sintético formado a partir de los ponderadores elegidos, está determinada por la Raíz del Error de Predicción Cuadrático Medio (RMSPE por sus siglas en inglés), en el periodo previo a la intervención en el país expuesto a la guerra.

El RMSPE preguerra es definido como: $\sqrt{\frac{1}{T_0} \sum_{t=1}^{T_0} (Y_{1t} - \sum_{j=2}^{c+1} w_j^* Y_{jt})^2}$. Mientras que el RMSPE post-guerra es: $\sqrt{\frac{1}{T_1} \sum_{t=1}^{T_1} (Y_{1t} - \sum_{j=2}^{c+1} w_j^* Y_{jt})^2}$. Donde T_0 es el periodo previo a la ocurrencia de la guerra, mientras que T_1 representa el periodo posterior. $w_j^* Y_{jt}$ es el resultado de la variable de interés del control sintético, conformado de los países de la *Donor Pool* que no son expuestos al tratamiento y son ponderados por w_j^* . Mientras que Y_{1t} es la variable de interés del país expuesto al tratamiento.

3.2. Datos

Para estimar el efecto de la guerra en Nicaragua, se utiliza información estadística del PIB *per cápita* real (dólares constantes de 2010) en el periodo comprendido desde 1960 hasta 2018 (ver Figura A1). Esta serie de datos es obtenida de las estadísticas del Banco Mundial (2020) para la mayor parte de las economías latinoamericanas—12 países en total, incluyendo a Nicaragua—ya que se pretende explotar la ventaja del soporte común que puede haber entre Nicaragua y los países de la *Donor Pool*, como se detalla en la siguiente sección.

Para el análisis de sensibilidad de los resultados, se llevan a cabo estimaciones usando una serie de covariables observables que permiten dar validez y verificar la robustez del potencial efecto causal encontrado. Entre estas covariables se encuentran: la esperanza de vida al nacer, la tasa de fertilidad, la tasa de mortalidad, la tasa de crecimiento de la población, un índice de capital humano, una proporción de consumo respecto al PIB, la ratio de absorción respecto al PIB y la tasa de depreciación del capital. El *set* compuesto de las primeras cuatro variables es obtenido del Banco Mundial (2020), mientras que el segundo *set* compuesto de las cuatro restantes variables, se obtiene de Penn World Table 9.1. Este *set* de covariables contiene información de 11 economías más el país tratado para el periodo de 1960 a 2017, como se especifica en la Tabla A1.

3.3. Elección de la *Donor Pool*

Para construir la *Donor Pool*, como se menciona en la sección 3.2, se consideraran solamente economías de la región latinoamericana, ya que esto permite explotar la ventaja de un soporte común entre los países. Pues, sería razonable pensar que estos países al estar ubicados geográficamente en una región específica, y además de compartir el mismo idioma (en su mayoría), pueden compartir también características inobservables, las cuales pueden incluir aspectos referentes a la cultura y, probablemente, gran parte de sus instituciones al poseer antecedentes históricos semejantes (ver: Acemoglu et al. 2001, Dell 2010).

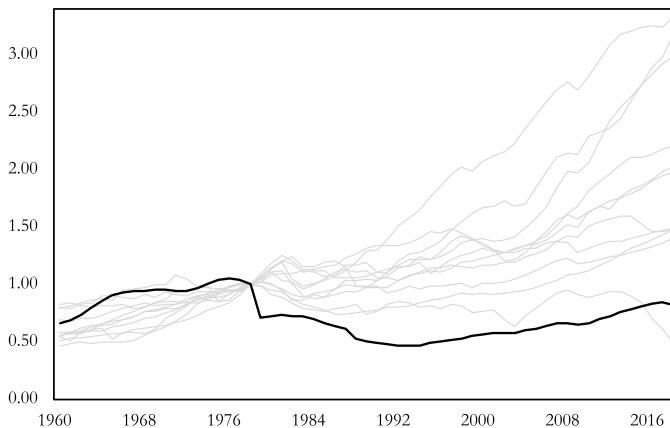
A pesar que lo anterior pueda tener alguna implicancia en el poder de ajuste del control sintético, es preferible obtener resultados que estén dirigidos por aspectos comunes entre países, y no por efectos estadísticos puros, los cuales puedan ser incluso determinados por ruidos aleatorios sin representar un efecto causal. La ventaja de esta elección es que puede reducir significativamente el sesgo de los resultados³, además que provee una importante cuota de realismo al posible comportamiento que habría seguido la renta *per cápita* de Nicaragua, en el caso que los episodios de conflictos no hubiesen tenido lugar en el país. Ello considerando que se incorporan economías semejantes, con potenciales características inobservables similares.

Los países considerados en la *Donor Pool* se determinan haciendo una revisión histórica en búsqueda de la ocurrencia de conflictos armados que puedan

³El efecto no estaría determinado por ruido aleatorio, sino que incorpora factores comunes entre países.

invalidar el potencial efecto encontrado. Según Bilgel & Karahasan (2019), una de las condiciones necesarias que debe cumplir el método de control sintético, es aislar correctamente las unidades que conforman la *Donor Pool* para evitar posibles sesgos en los resultados causales. Por ello, es necesario retirar de la *Donor Pool* aquellos países en los cuales se manifestaron guerras civiles dentro del periodo de análisis. Dado que en el presente artículo se pretende explotar el soporte común de los países pertenecientes a la región latinoamericana, en el mejor de los casos la *Donor Pool* estaría compuesta por 19 países—en caso que solamente Nicaragua hubiese sufrido el efecto de una guerra. Sin embargo, debido a que en algunos de estos países se dieron conflictos armados similares durante el periodo estudiado, se excluirán de la *Donor Pool* según se detalla en la Tabla A2.

FIGURA 1: Series PIB *per cápita*
(Índice 1978=100)



Nota:—Los datos se presentan de forma estandarizada, considerando el año 1978 como año de referencia. La línea negra indica el índice de la serie del PIB *per cápita* de Nicaragua.

Fuente: Elaboración propia.

Las series del PIB *per cápita* de Nicaragua y los países de la *Donor Pool* se presentan en la Figura 1. Para hacer comparables estas series, se realiza un proceso de estandarización fijado en el año 1978—año en que inician los conflictos en Nicaragua—para poder apreciar de forma precisa el cambio en la tendencia de dichas series. En la Figura 1 se puede evidenciar que luego de 1978, solamente la serie correspondiente al PIB *per cápita* de Nicaragua

sufre un sustancial quiebre, lo que indica que los demás países de la *Donor Pool* no parecen haber sido ‘contagiados’ económicamente por los efectos de la guerra que tomó lugar en Nicaragua en ese periodo. Ello, probablemente porque, históricamente, la economía nicaragüense ha representado sólo una pequeña fracción de la actividad económica latinoamericana (Bulmer-Thomas 2003).

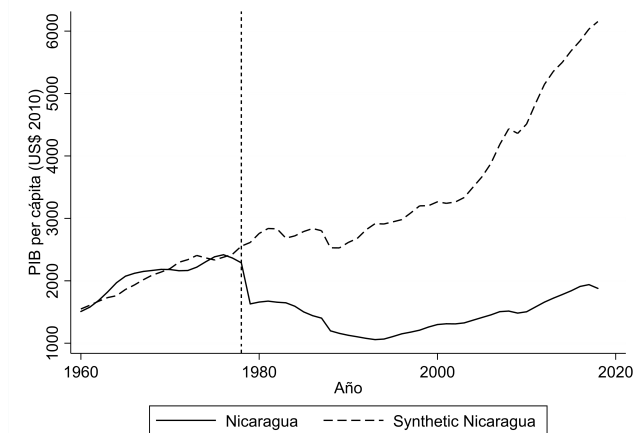
El PIB *per cápita* de la mayor parte de países de la *Donor Pool* presenta una desaceleración importante, pero luego de 1980, época en que la mayoría de las grandes economías de la región latinoamericana sufrieron una notable crisis económica y financiera que, según Edwards (2007), dio inicio a lo que se conoció como la ‘década perdida’ de la región. No obstante, esa tendencia general se puede evidenciar que cambió fuertemente a partir del comienzo del nuevo siglo, lo cual estuvo dirigido por el importante impulso del galopante crecimiento de China y su efecto sobre la demanda mundial de materias primas; principales productos de exportación de las mayores economías de la región latinoamericana (De Gregorio 2006).

4. Resultados e Inferencia

La Figura 2 muestra los resultados del PIB *per cápita* para Nicaragua y su control sintético en el periodo de 1960 a 2018, en la que se puede evidenciar que la trayectoria de la serie efectivamente observada de Nicaragua y la serie de ‘Nicaragua Sintético’, se separan de forma sustancial luego 1978⁴. En 1979, luego que los conflictos se intensificaron, la renta *per cápita* observada de Nicaragua fue de 1,630.5 dólares. En ese mismo año, con base en la trayectoria del control sintético, los resultados indican que, en ausencia de la guerra, la renta *per cápita* habría sido de 2,614.7 dólares.

Las ponderaciones óptimas con base en los países que componen la *Donor Pool* inicial, se detallan en la Tabla A3, donde se puede ver que Honduras es el país más representativo explicando un 59.2 por ciento del comportamiento del control sintético de Nicaragua (Nicaragua Sintético). La bondad de ajuste del control sintético en el periodo preguerra, medida por el RMSPE, es relativamente baja e igual a 118.8.

⁴El periodo previo a la intervención corresponde a los años de 1960 a 1977, por lo que en 1978 se da el ‘tratamiento’ cuando se intensifica la lucha en contra de Somoza Debayle (Zaremba 1992).

FIGURA 2: PIB *per cápita* Nicaragua y ‘Nicaragua sintético’

Nota:—Nicaragua Sintético previo a la intervención, es estimado sobre la base de una serie suavizada mediante la metodología de Census X-13, de la serie original del PIB *per cápita*. Para mejorar el ajuste de ‘Nicaragua Sintético’, se incluyó como control el nivel del PIB *per cápita* del año 1960 y 1977, de modo que, al inicio y previo al tratamiento, las series estuviesen en convergencia. El efecto está expresado en dólares. La línea vertical indica el periodo en el cual se lleva a cabo el tratamiento.
Fuente: Elaboración propia.

La Tabla A4 muestra el balance entre la serie de Nicaragua y ‘Nicaragua Sintético’ previo a la intervención. Teniendo en cuenta este balance, se puede determinar el efecto tratamiento (diferencia de la serie de la renta *per cápita* de Nicaragua y Nicaragua Sintético)⁵. En el periodo post-intervención (1979-2018), el efecto tratamiento resultante al comparar Nicaragua y ‘Nicaragua Sintético’ es de 2,194.6 dólares, en promedio. El promedio del PIB *per cápita* observado (de Nicaragua) en ese período es de 1,442.7 dólares, por lo que el efecto del tratamiento representa 1.5 veces el nivel de renta *per cápita* observada entre 1979 y 2018 (1.2 veces el PIB *per cápita* de 2018). Esto implica que, en ausencia de conflictos, en Nicaragua la renta *per cápita* promedio entre 1979 y 2018 pudo haber ascendido a 3,637.3 dólares.

En la Figura 3 se presenta a detalle el efecto del tratamiento desde 1979 hasta 2018, en la cual se puede observar que a partir de 1979 la brecha

⁵Representa la diferencia del PIB *per cápita* de Nicaragua y ‘Nicaragua Sintético’, luego de la intervención.

entre el PIB *per cápita* observado de Nicaragua y la serie construida de ‘Nicaragua Sintético’, se amplía significativamente. Ello como consecuencia de la guerra. Previo a la guerra, estadísticamente, no se rechaza la hipótesis nula que indica que la diferencia entre la serie observada y el control sintético es igual a cero ($t - statistic=0.47$). Mientras que dicha hipótesis sí puede ser rechazada de forma contundente en el periodo posterior a 1978, incluso, con un nivel de confianza superior a 99 por ciento ($t - statistic=-38.98$).

FIGURA 3: Efecto tratamiento PIB *per cápita*
(Nicaragua y ‘Nicaragua sintético’)



Nota:—El efecto es medido como la diferencia entre el PIB *per cápita* de Nicaragua y el PIB *per cápita* de ‘Nicaragua Sintético’. El efecto está expresado en dólares. La línea de referencia vertical indica el periodo en el cual se lleva a cabo el tratamiento.

Fuente: Elaboración propia.

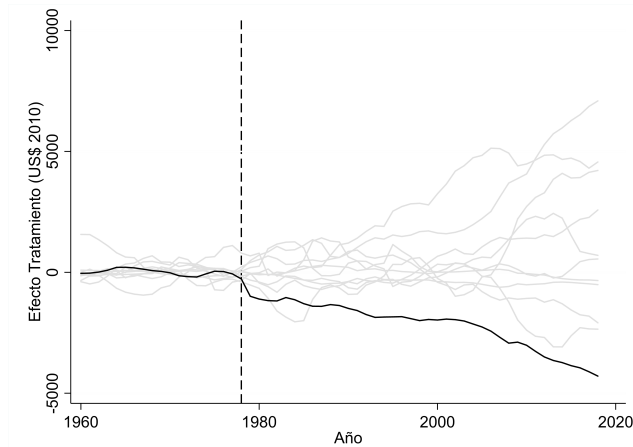
4.1. Validez: Estudios placebo

4.1.1. Asignación placebo

Para garantizar que los resultados obtenidos representen un efecto causal—es decir, que la trayectoria predicha por el control sintético, efectivamente represente lo que ocurriría en ausencia de conflictos—se lleva a cabo una serie de estudios placebo, en los cuales se asigna a los 11 países de la *Donor Pool* un tratamiento de forma artificial, siguiendo las indicaciones de [Abadie et al. \(2010\)](#).

En caso que los países de la *Donor Pool* que se utilizan para construir a ‘Nicaragua Sintético’ no hayan sido afectados por la guerra en Nicaragua, se espera que no exista divergencia entre el control sintético de cada uno de estos países respecto a sus series originales, principalmente, previo y justo luego de asignado el tratamiento de manera artificial (ver Figura 4)⁶.

FIGURA 4: Estudios placebo Nicaragua y países de la *donor pool* ajustada



Nota:—El efecto es medido como la diferencia entre el PIB *per cápita* de cada país y el PIB *per cápita* de su control sintético. En este caso, se excluye a Venezuela dadas las condiciones de ajuste respecto a su control sintético. El efecto es expresado en dólares. La línea de referencia vertical indica el periodo en el cual se lleva a cabo el tratamiento.

Fuente: Elaboración propia.

La Figura 4 muestra que la diferencia en la renta observada de cada país y su control sintético no parece diferir de cero, en términos generales, previo a la intervención. Si bien, hay algunos países cuyo control sintético tiende a diferir negativamente respecto a los datos observados luego de asignada la intervención, lo que se debe resaltar de la Figura 4 es que solamente la serie que representa la diferencia observada y estimada de Nicaragua, presenta un quiebre justo después de asignado el tratamiento a todos los países. Este es un claro indicador de que no hay presencia de ‘contaminación’ de las demás series utilizadas en la *Donor Pool* que puedan haber sido influenciadas por

⁶Esto significa que el efecto tratamiento debería oscilar en torno a cero.

la guerra en Nicaragua.

En la Figura A2 se muestra en detalle los estudios placebo al asignar el tratamiento a los países de la *Donor Pool*. En esta Figura se puede observar que la serie de Venezuela posee un comportamiento atípico comparado con las demás series incorporadas en el análisis, dado que su control sintético no pudo ‘imitar’ sus resultados previos a la intervención (asignada de forma artificial) y, por ende, los resultados posteriores a dicha intervención son poco precisos. Ello, principalmente por la importante volatilidad de la renta *per cápita* de este país en el periodo analizado. Sin embargo, esto no afecta los resultados de ‘Nicaragua Sintético’, dado que Venezuela no figura como uno de los ponderadores que determinan su tendencia (véase Tabla A3), precisamente por el comportamiento atípico del PIB *per cápita* de ese país.

Dado lo anterior, para efectos de mejorar la apreciación del efecto causal se elimina a Venezuela de este análisis como se muestra en la Figura 4, dejando solamente 10 países, los cuales integrarán la *Donor Pool* para los análisis subsiguientes.

4.1.2. RMSPE post-pre intervención

Abadie et al. (2010), sugieren que para verificar la causalidad del efecto del tratamiento, se debe hacer un análisis de la ratio entre el RMSPE de la serie original y los resultados de su control sintético, en el periodo posterior a la asignación del tratamiento, y eso compararlo con el RMSPE de la serie original y su control sintético previo a la intervención.

Lo anterior implica que, el efecto causal tendría validez entre mayor sea el RMSPE post intervención y menor en el periodo pre-intervención. Es decir que, en términos generales, la razón post-pre intervención del país que se ve realmente afectado por el tratamiento debe ser la más alta, ya que la brecha entre la serie original y el control sintético de los países que conforman la *Donor Pool*, no debería ser tan pronunciada considerando que estos no se han sometido al tratamiento, por ende, no debe haber quiebre estructural luego de asignado dicho tratamiento.

Según Abadie et al. (2010), la razón post-pre intervención sirve para computar una especie de ‘distribución del efecto tratamiento’ encontrado, debido a la incapacidad de realizar test estadísticos tradicionales cuando se utiliza el método de control sintético, por lo que dicha ratio se puede definir como

un p -value que mide la probabilidad de obtener una razón post-pre guerra igual o superior a la de Nicaragua—en caso que el tratamiento sea asignado a países que no fueron afectados por la guerra.

El valor de referencia que define que un país seleccionado—al asignar el tratamiento—pueda tener una ratio igual o superior a la del país intervenido es de $1/10$, es decir 0.1 . Como muestra la Figura A3, ninguna de las razones post-pre intervención de los 10 países de la *Donor Pool* es inferior a 0.1 . En la Figura se puede evidenciar que Nicaragua es el país que presenta la mayor razón del RMSPE post-pre intervención (19.9), mientras que Honduras presenta la menor ratio entre todos los países de la *Donor Pool* (1.1)⁷.

Lo anterior es muy importante de considerar, debido a que Honduras es el país con mayor ponderación en el comportamiento del control sintético de Nicaragua, lo que puede tener importantes implicancias en cuanto a la atenuación del sesgo de los resultados de la estimación inicial, dado que ello indica que el comportamiento de la renta *per cápita* de Honduras, comparada con su respectivo control sintético, fue ‘normal’ tanto previo, como posterior a la ocurrencia de la guerra en Nicaragua.

4.2. Robustez: Análisis de sensibilidad

4.2.1. Inclusión de covariables

Kaul et al. (2015), sostienen que se ha vuelto muy popular—en la aplicación del método de control sintético—incluir todo el patrón de comportamiento de la variable de interés como predictor. A pesar que esta práctica puede mejorar el ajuste del control sintético previo a la intervención (en caso que el RMSPE sea mayor a cero), la inclusión de covariables⁸, a la vez que se incluye todo el *set* de información pre-tratamiento de la variable de interés, puede llevar a un sesgo en el resultado (Kaul et al. 2015).

En caso que el control sintético posea un ajuste perfecto previo a la intervención (el mejor de los casos), o sea que el RMSPE sea igual a cero, el

⁷Ello implica que el inverso de la razón post-pre intervención de Nicaragua es igual a 0.05 , con lo cual podría considerarse que el efecto de la guerra es significativo con un nivel de confianza del 95 por ciento.

⁸Esto puede generar un sesgo por *specification searching*, o la búsqueda de una especificación que sea conveniente para el autor, seleccionada de forma arbitraria, lo que en la literatura se denomina *cherry picking*. Esto porque por diferentes motivos se pueden o no incluir covariables, uno de ellos puede ser la disponibilidad de información que se considere teóricamente relevante para explicar el fenómeno de interés.

incluir covariables observables no tendría ninguna incidencia relevante sobre el efecto causal encontrado. Esto porque al controlar todo el historial de la variable de interés previo al tratamiento, y lograr tal ajuste perfecto, se estaría controlando o balanceando factores que son inobservables; y como sugiere [Cunningham \(2021\)](#), el balance en factores inobservables debería garantizar también un balance en factores observables, por lo que en dicho contexto, la inclusión de covariables que son observables, no tendría relevancia alguna.

No obstante, dado que usualmente no existe tal ajuste perfecto por parte del control sintético, puede resultar importante incluir covariables que puedan mejorar ese ajuste pre-tratamiento, y eventualmente, puedan mejorar la precisión de la predictibilidad pos-tratamiento de la variable de interés. Es en este caso donde [Kaul et al. \(2015\)](#) sugieren incluir covariables a la vez que se incluyen solamente segmentos—en cuanto a periodos de información—de la variable de interés previo a la intervención, pues, según los autores esto mejora de forma considerable el ajuste (RMSPE) del control sintético resultante.

Como se detalla en la sección de datos, dada la disponibilidad de información se medirá la sensibilidad de los resultados considerando la inclusión de covariables observables de los países, a la vez que se incluye de forma parcial la información de la variable de interés previo al tratamiento. La Figura 5 muestra el detalle de las tendencias del PIB *per cápita* de Nicaragua y ‘Nicaragua Sintético’ al incluir solamente el promedio del PIB *per cápita* en el sub-periodo de 1967 a 1975 y las covariables descritas en la sección de datos⁹.

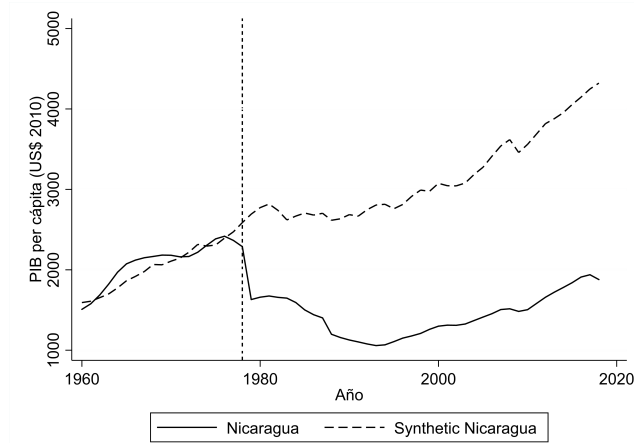
El RMSPE resultante de estas estimaciones es de 114.5, sustancialmente inferior al obtenido en las estimaciones iniciales, dada la mejora en el ajuste del control sintético, como predicen [Kaul et al. \(2015\)](#). El detalle de las respectivas ponderaciones de los países de la *Donor Pool*, así como la tabla de balance de las covariables y la variable de interés previo al tratamiento, se presentan en la Tabla A5 y la Tabla A6, respectivamente.

Dado que la elección de las covariables y el sub-periodo de información que se incluye en el modelo se hacen de forma arbitraria, los resultados están sesgados. Por lo cual, en la sección siguiente se realiza una simulación con más de 500 distintas especificaciones del modelo descrito en la ecuación (1),

⁹Además, se agrega el PIB *per cápita* de 1977 para garantizar que previo al tratamiento, Nicaragua y Nicaragua Sintético tuviesen tendencias similares.

el cual incorpora diferentes características en cuanto a la inclusión y exclusión de covariables, así como la inclusión de n distintas combinaciones de sub-periodos de tiempo previo a la intervención. Todo ello con el objetivo de verificar la robustez de los resultados iniciales, pero además, tratar de atenuar el sesgo de la estimación resultante de una potencial ‘búsqueda de especificación’.

FIGURA 5: Tendencias del PIB *per cápita* de Nicaragua y Nicaragua sintético incluyendo covariables



Nota:—Las covariables que se incluyen son descritas en la sección de datos. La submuestra de información de la variable de interés, es el promedio de 1967 a 1975. El efecto es expresado en dólares. La línea de referencia vertical indica el periodo en el cual se lleva a cabo el tratamiento.

Fuente: Elaboración propia.

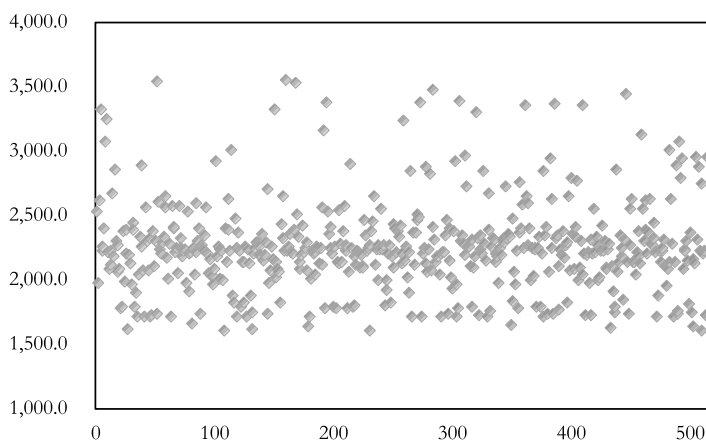
4.2.2. Simulación

Dado que se evidencia cierta sensibilidad de los resultados ante cambio en las especificaciones del control sintético, se procede a computar una simulación que permita realizar una distribución de los resultados encontrados, para poder así argumentar con mayor seguridad la magnitud del efecto causal de los episodios de guerra en Nicaragua.

La simulación se lleva a cabo para 514 diferentes especificaciones del modelo de factores descrito en la ecuación (1). Los resultados gráficos de los efectos de la simulación se presentan en la Figura 6, y su respectiva distribución se

presenta en la Figura A4. Los efectos individuales resultantes de la simulación son estimados como la diferencia entre la serie observada de la renta *per cápita* de Nicaragua y los 514 distintos controles sintéticos a partir de 1979. La simulación se llevó a cabo variando el rango de información pre-tratamiento y considerando la inclusión y exclusión de covariables, es decir, 207 diferentes especificaciones respectivamente.

FIGURA 6: Efecto tratamiento simulación
(US\$ 2010)



Nota:—El efecto tratamiento es determinado como el promedio de la diferencia entre la serie del PIB *per cápita* de Nicaragua, y 514 diferentes controles sintéticos a partir del año 1979 luego de asignado el tratamiento. Este efecto está expresado en dólares. Los resultados presentados, son ordenados en forma aleatoria.

Fuente: Elaboración propia.

Como se muestra en la Figura 6, los efectos resultantes de la simulación oscilan en torno a una media. Por lo que, contemplando lo que sugiere [Timmermann \(2006\)](#)¹⁰, para mejorar la precisión del efecto causal y con fines analíticos, se procede a promediar todos estos efectos individuales. El efecto promedio del tratamiento resultante de la simulación es de 2,254.8 dólares. Este efecto representa 1.6 veces la renta *per cápita* promedio observada entre 1979 y 2018, la cual ascendió a 1,442.7 dólares. Por lo que, en ausencia de

¹⁰De acuerdo con [Timmermann \(2006\)](#), al considerar el periodo pos-tratamiento como un pronóstico, una combinación de todos esos pronósticos individuales generará resultados más precisos.

conflictos este promedio de renta *per cápita* hubiese sido de 3,697.5 dólares.

Lo anterior es consistente con el resultado encontrado inicialmente, en el cual el efecto de la guerra representa 1.5 veces el PIB *per cápita* promedio en el periodo de 1979 a 2018. De la misma forma, este efecto representa 1.2 veces el PIB *per cápita* observado en el año 2018, y se condice con la proporción encontrada en las estimaciones iniciales. Considerando los resultados obtenidos en base a la simulación, respecto a los resultados iniciales, se puede argumentar de forma contundente que el efecto encontrado es robusto.

5. Discusión

El efecto causal estimado es considerablemente alto al compararlo con los resultados que se han observado en la literatura relacionada. Ello es, en parte, resultado de que la literatura que utiliza la metodología empleada en este estudio, analiza en su mayoría conflictos, que, si bien son armados, tienden a ser menos violentos y costosos en términos económicos comparados con las guerras; más aún, cuando se compara con los destructivos episodios de guerra experimentados en Nicaragua desde fines de 1970.

La magnitud del efecto encontrado en este estudio indica que, en ausencia de conflictos, en Nicaragua se habría observado un nivel de renta *per cápita*—posterior a la intervención—considerablemente superior al que efectivamente se evidenció. Pues, al adicionar al PIB *per cápita* de 2018 el promedio resultante del efecto causal de las estimaciones iniciales y lo obtenido mediante la simulación, el resultado se ubica entre 4,073.3 y 4,133.5 dólares de renta *per cápita* para ese año.

Considerando lo anterior, al efectuar el cálculo de la tasa a la cual debió crecer la economía entre 1979 y 2018—en términos *per cápita*—para lograr el nivel de renta descrito para el año 2018, se encuentra que la tasa real promedio de crecimiento necesaria es de alrededor de 1.5 por ciento. Tomando en cuenta que la economía de los países utilizados en la *Donor Pool*—excluyendo a Venezuela—crecieron a una tasa promedio de 1.9 por ciento entre 1979 y 2018, sería razonable pensar que un promedio de crecimiento de 1.5 por ciento real en este período pudo haber sido alcanzable. No obstante, en este mismo lapso de tiempo el PIB *per cápita* de Nicaragua presentó un promedio de crecimiento negativo de 0.3 por ciento. Además, se debe destacar que previo a la guerra la economía nicaragüense creció a una sustancial tasa real de 2.4 por ciento en términos *per cápita*, la cual estuvo ligeramente por encima

del promedio de crecimiento de las economías incorporadas en la *Donor Pool*.

La robusta evidencia encontrada sugiere que en ausencia de conflictos en Nicaragua se pudieron haber logrado resultados económicos distintos, en particular, en lo referente a la evolución del PIB *per cápita*, la variable de interés estudiada en este artículo. Como señalan Imai & Weinstein (2000) y Bilgel & Karahasan (2019), los países que atraviesan por periodos de conflictos armados, como guerras, sufren normalmente efectos económicos adversos que se fundamentan en la distribución y asignación de los recursos. Pues, los recursos que se destinan para llevar a cabo confrontaciones, limitan la inversión en acumulación de factores de producción, además que en periodos de guerra se destruyen los factores existentes tales como: capital humano, capital físico y tecnología, lo que afecta directamente la productividad de factores y el crecimiento económico en general (Collier 1999).

La acumulación de factores de producción, según la teoría económica y el modelo de crecimiento neoclásico, es necesaria para mejorar la productividad y generar actividad económica y crecimiento, lo cual permite ampliar la capacidad productiva de un país, coadyuvando de esa forma a la consecución del crecimiento en el largo plazo (ver: Mankiw et al. 1992, Aghion et al. 1998). Por tanto, conflictos que destruyen tales factores, pueden atentar contra la capacidad productiva y, eventualmente, la prosperidad de un país, no sólo en el corto, sino, en el largo plazo.

6. Conclusiones

Desde fines de la década de 1970 hasta finales de 1980, Nicaragua atravesó dos episodios de conflictos armados que estuvieron asociados con importantes efectos a nivel macroeconómico. Sus consecuencias se evidenciaron en una abrupta caída de la actividad económica de más de 25 por ciento en 1979 (durante el primer episodio de confrontaciones), y otra caída de más de 12 por ciento en 1988 (en un segundo momento), que estuvo acompañada de una (hiper)inflación anual que superó el umbral de 33 mil por ciento en ese año.

La ocurrencia de estos conflictos constituye una variación exógena en el desempeño económico del país en esa época, lo que permite evaluar su efecto causal en términos económicos sobre el nivel de renta *per cápita* después que dichos acontecimientos tomaron lugar en el país. Para lograr este objetivo, se ha hecho uso del método de control sintético, mediante el cual se ha cons-

truido a ‘Nicaragua Sintético’ que representa el comportamiento del PIB *per cápita* de Nicaragua en el escenario en que los conflictos no hubiesen ocurrido.

Los resultados de este estudio indican que, en ausencia de conflictos, el PIB *per cápita* en Nicaragua hubiese sido 2.5 veces superior al PIB *per cápita* promedio observado entre 1979 y 2018 (1,442.7 dólares). Según las proyecciones de los modelos estimados, en ausencia de guerras, la renta *per cápita* de 2018 habría ascendido a cerca de 4,100 dólares, por lo que la tasa—en términos *per cápita*—a la cual debió crecer la economía nicaragüense entre 1979 y 2018, para alcanzar el nivel de renta antes descrito (en 2018), debió ser de 1.5 por ciento. Esta tasa de crecimiento es razonable y pudo haber sido alcanzable, pues los países utilizados para construir la serie de ‘Nicaragua Sintético’ crecieron a una tasa *per cápita* promedio de 1.9 por ciento después de 1978, la cual fue superior al 0.3 por ciento de crecimiento negativo que evidenció Nicaragua en el mismo periodo.

Los resultados de este estudio pueden ser mejorados y ampliados incorporando al análisis la construcción de un contrafactual (‘Nicaragua Sintético’), a partir de países ajenos a la región latinoamericana, lo que puede servir como una forma adicional de evaluar la robustez de los resultados aquí presentados. Asimismo, es importante considerar en futuras investigaciones la incorporación de otras variables de interés en el análisis principal (tales como la acumulación de capital físico, el consumo privado y el consumo de gobierno), para tratar de distinguir los mecanismos a través de los cuales los episodios de guerras tuvieron los efectos—aquí evidenciados—sobre la renta *per cápita* en Nicaragua. Lo anterior se puede lograr perfeccionando la estrategia empírica presentada en este estudio, o incorporando otras estrategias metodológicas que permitan aislar cada efecto individual.

Es importante destacar que en este estudio se ha analizado la problemática desde una perspectiva meramente economicista. Por tanto, las conclusiones que de aquí se derivan no consideran los costos de oportunidad (en otras áreas), del escenario en el que los conflictos se hubiesen o no llevado a cabo en el país. El análisis desde una perspectiva distinta podría contribuir a enriquecer el debate, en el cual se distinga los posibles beneficios (e.g., en términos políticos, institucionales o democráticos) que la guerra pudo haber traído consigo. Desde la perspectiva economicista, sin embargo, no cabe duda que los costos de dichos eventos fueron mayúsculos.

Los altos costos económicos de los conflictos ocurridos en el país, resaltan

la importancia de medidas y acuerdos sociales y políticos que permitan no caer en este tipo de confrontaciones, ya que la experiencia pasada indica que estos eventos están caracterizados por destrucción y decadencia económica. Y sin un compromiso socio-político firme, la historia da cuenta que se tiende a generar un escenario para la progresión de la violencia, quedando atrás la prosperidad y el desarrollo económico. Por tanto, es importante reflexionar cuidadosamente sobre las alternativas de solución de las diferencias de cualquier índole que naturalmente surgen en una sociedad, porque considerando la evidencia presentada ¿no es acaso preferible optar por alternativas de solución sin costos socio-económicos implícitos?

Referencias

- Abadie, A., Diamond, A. & Hainmueller, J. (2010), 'Synthetic control methods for comparative case studies: Estimating the effect of california's tobacco control program', *Journal of the American Statistical Association* **105**(490), 493–505.
- Abadie, A., Diamond, A. & Hainmueller, J. (2015), 'Comparative politics and the synthetic control method', *American Journal of Political Science* **59**(2), 495–510.
- Abadie, A. & Gardeazabal, J. (2003), 'The economic costs of conflict: A case study of the basque country', *American economic review* **93**(1), 113–132.
- Acemoglu, D., Johnson, S. & Robinson, J. A. (2001), 'The colonial origins of comparative development: An empirical investigation', *American Economic Review* **91**(5), 1369–1401.
- Aghion, P., Howitt, P., Howitt, P. W., Brant-Collett, M., García-Peñalosa, C. et al. (1998), *Endogenous growth theory*, MIT Press.
- Angrist, J. D. & Pischke, J.-S. (2010), 'The credibility revolution in empirical economics: How better research design is taking the con out of econometrics', *Journal of Economic Perspectives* **24**(2), 3–30.
- BCN (2010), '50 años de estadísticas macroeconómicas 1960 - 2009'.
- Bilgel, F. & Karahasan, B. C. (2019), 'Thirty years of conflict and economic growth in turkey: A synthetic control approach', *Defence and Peace Economics* **30**(5), 609–631.

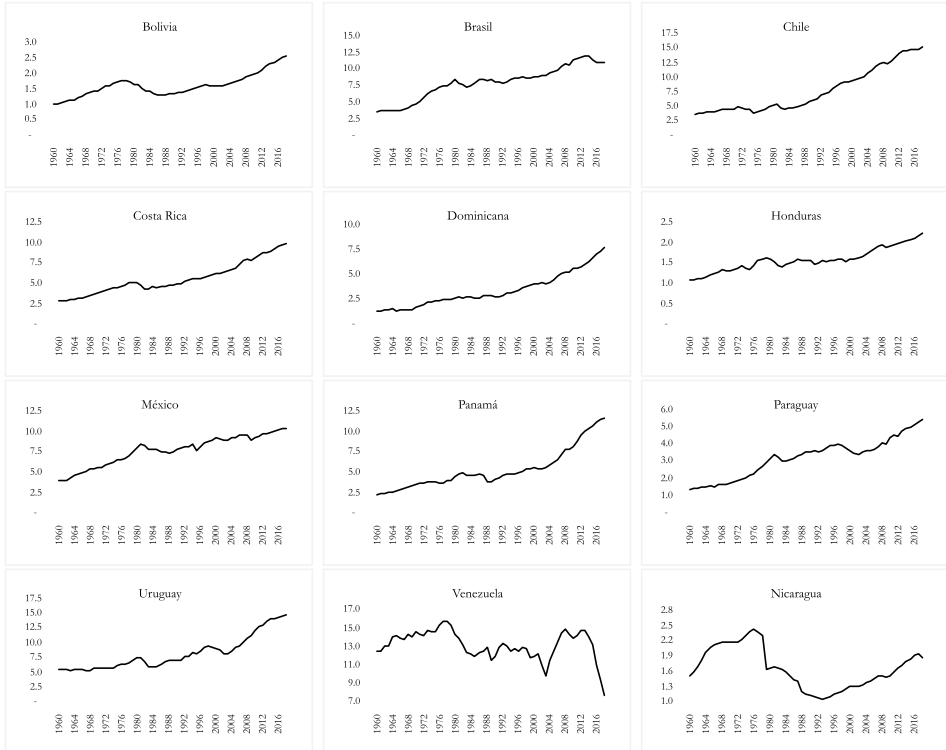
- Blattman, C. & Miguel, E. (2010), 'Civil war', *Journal of Economic Literature* **48**(1), 3–57.
- Bluszcz, J. & Valente, M. (2019), 'The war in europe: Economic costs of the ukrainian conflict'.
- Bove, V., Elia, L. & Smith, R. P. (2017), 'On the heterogeneous consequences of civil war', *Oxford Economic Papers* **69**(3), 550–568.
- Bulmer-Thomas, V. (2003), *The economic history of Latin America since independence*, Cambridge University Press.
- Collier, P. (1999), 'On the economic consequences of civil war', *Oxford Economic Papers* **51**(1), 168–183.
- Costalli, S., Moretti, L. & Pischedda, C. (2017), 'The economic costs of civil war: Synthetic counterfactual evidence and the effects of ethnic fractionalization', *Journal of Peace Research* **54**(1), 80–98.
- Cunningham, S. (2021), *Causal inference: The mixtape*, Yale University Press.
- De Gregorio, J. (2006), 'Economic growth in latin america: From the disappointment of the twentieth century to the challenges of the twenty-first'.
- Dell, M. (2010), 'The persistent effects of peru's mining mita', *Econometrica* **78**(6), 1863–1903.
- Edwards, S. (2007), *Structural Adjustment Policies in Highly Indebted Countries*, University of Chicago Press.
- Ganegodage, K. R. & Rambaldi, A. N. (2014), 'Economic consequences of war: Evidence from sri lanka', *Journal of Asian Economics* **30**(1), 42–53.
- Gyimah-Brempong, K. & Corley, M. E. (2005), 'Civil wars and economic growth in sub-saharan africa', *Journal of African Economies* **14**(2), 270–311.
- Hodler, R. (2019), 'The economic effects of genocide: Evidence from rwanda', *Journal of African Economies* **28**(1), 1–17.
- Horiuchi, Y. & Mayerson, A. (2015), 'The opportunity cost of conflict: statistically comparing israel and synthetic israel', *Political Science Research and Methods* **3**(3), 609–618.

- Imai, K. & Weinstein, J. M. (2000), 'Measuring the economic impact of civil war', *Harvard. CID Working Paper Series No. 51* .
- Kaul, A., Kloßner, S., Pfeifer, G. & Schieler, M. (2015), 'Synthetic control methods: Never use all pre-intervention outcomes together with covariates'.
- Koubi, V. (2005), 'War and economic performance', *Journal of Peace Research* **42**(1), 67–82.
- Krujtit, D. (2011), 'Revolución y contrarrevolución: el gobierno sandinista y la guerra de la contra en nicaragua, 1980-1990', *Desafíos* **23**(2), 53–82.
- Li, Q. (2012), 'Economics consequences of civil wars in the post-world war ii period', *The MacrotHEME Review* **1**(1), 50–60.
- Mankiw, N. G., Romer, D. & Weil, D. N. (1992), 'A contribution to the empirics of economic growth', *The Quarterly Journal of Economics* **107**(2), 407–437.
- Miguel, E. & Roland, G. (2011), 'The long-run impact of bombing vietnam', *Journal of Development Economics* **96**(1), 1–15.
- Molato, R. (2015), 'The economic cost of secessionist conflict in the philippines', *University of the Philippines. Working Paper No. 5* .
- Murdoch, J. C. & Sandler, T. (2004), 'Civil wars and economic growth: Spatial dispersion', *American Journal of Political Science* **48**(1), 138–151.
- Murdoch, J. & Sandler, T. (2002), 'Civil wars and economic growth: A regional comparison', *Defence and Peace Economics* **13**(6), 451–464.
- North, D. C. (1990), *Institutions, institutional change and economic performance*, Cambridge University Press.
- Olson, M. (2008), *The rise and decline of nations: Economic growth, stagnation, and social rigidities*, Yale University Press.
- Organski, A. F. & Kugler, J. (1977), 'The costs of major wars: the phoenix factor', *The American Political Science Review* **33**(1), 1347–1366.
- Polachek, S. W. & Sevastianova, D. (2012), 'Does conflict disrupt growth? evidence of the relationship between political instability and national economic performance', *The Journal of International Trade and Economic Development* **21**(3), 361–388.

- Pradhan, G. (2001), 'Economic cost of sri lanka's ethnic conflict', *Journal of Contemporary Asia* **31**(3), 375–384.
- Reinhart, C. M. & Rogoff, K. S. (2009), *This time is different: Eight centuries of financial folly*, Princeton University Press.
- Serneels, P. & Verpoorten, M. (2015), 'The impact of armed conflict on economic performance: Evidence from rwanda', *Journal of Conflict Resolution* **59**(4), 555–592.
- Timmermann, A. (2006), 'Forecast combinations', *Handbook of Economic Forecasting* **1**(1), 135–196.
- Zarembo, L. (1992), 'Nicaragua: Before and after the revolution', *South Illinois University* .

A. Anexos

FIGURA A1: Series observadas PIB *per cápita*
(miles de US\$ 2010)



Fuente: Elaboración propia.

TABLA A1: Detalle de las variables

Variable	Medida	Periodo	Fuente	Recuperación
PIB <i>per cápita</i>	Dólares	1960-2018	Banco Mundial	01/01/2020
Esperanza de vida	Años	1960-2017	Banco Mundial	31/12/2019
Tasa de fertilidad	Porcentaje	1960-2017	Banco Mundial	31/12/2019
Tasa de mortalidad	Porcentaje	1960-2017	Banco Mundial	06/01/2020
Crecimiento poblacional	Porcentaje	1960-2017	Banco Mundial	06/01/2020
Capital humano	Índice	1960-2017	Penn World Table 9	31/12/2019
Ratio consumo a PIB	Porcentaje	1960-2017	Penn World Table 9	31/12/2019
Ratio absorción a PIB	Porcentaje	1960-2017	Penn World Table 9	31/12/2019
Depreciación del capital	Porcentaje	1960-2017	Penn World Table 9	31/12/2019

Nota: El índice de capital humano se mide en base a condiciones de renta, salud y educación.
Fuente: Elaboración propia.

TABLA A2: Países excluidos de la *donor pool*

País	Evento
Argentina	La Guerra Sucia desarrollada de 1975 a 1983. La Guerra de las Malvinas llevada a cabo en 1982.
Colombia	Guerrillas de las Fuerzas Armadas Revolucionarias de Colombia (FARC) en 1964 - 2016. Guerrillas del Ejército de Liberación Nacional (ELN) iniciadas desde 1965.
Cuba	No se cuenta con información estadística suficiente.
Ecuador	Guerra del Cenepa entre Perú y Ecuador desarrollada en 1995.
El Salvador	Guerra Civil librada por el Frente Farabundo Martí para la Liberación Nacional (FMLN) entre 1979 y 1992.
Guatemala	Guerra Civil de Guatemala desarrollada entre 1960 y 1996.
Perú	Guerra del Cenepa entre Perú y Ecuador desarrollada en 1995.

Fuente: Elaboración propia.

TABLA A3: Ponderadores iniciales por país

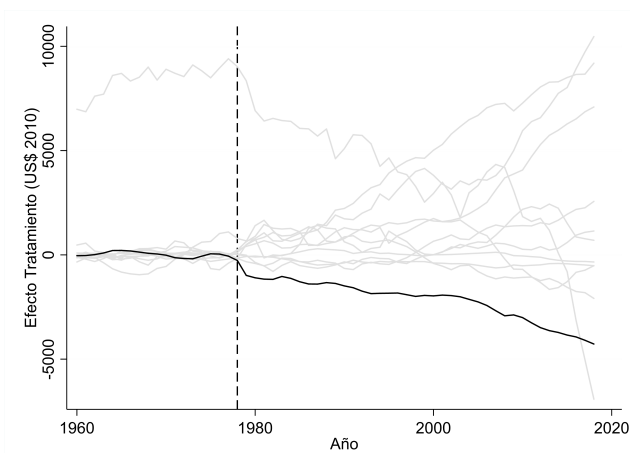
País	Ponderación
Bolivia	0.000
Brasil	0.000
Chile	0.020
Costa Rica	0.000
República Dominicana	0.000
Honduras	0.592
México	0.000
Panamá	0.387
Paraguay	0.000
Uruguay	0.000
Venezuela	0.000

Fuente: Elaboración propia.

TABLA A4: Tabla de balance inicial

Variable	Nicaragua	Nic. Sintético	Prom. <i>Donor Pool</i>
PIB <i>per cápita</i> (1960-1997)	2,080.95	2,061.75	3,287.53
PIB <i>per cápita</i> (1960)	1,508.21	1,549.02	2,625.14
PIB <i>per cápita</i> (1977)	2,365.30	2,424.86	4,139.31

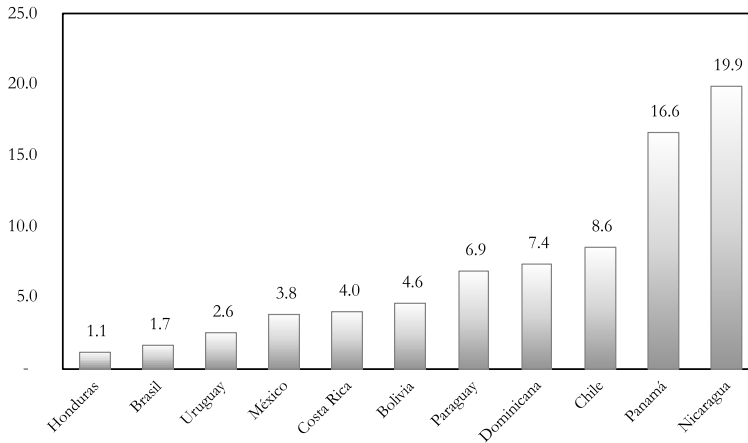
Fuente: Elaboración propia.

FIGURA A2: Estudios placebo países de la *donor pool*

Nota:— La barra vertical indica el periodo de tratamiento.

Fuente: Elaboración propia.

FIGURA A3: Ratio post-pre intervención



Nota:— El efecto es medido como la diferencia entre el PIB *per cápita* de cada país y el PIB *per cápita* de su respectivo control sintético. El efecto es expresado en dólares.

Fuente: Elaboración propia.

TABLA A5: Ponderadores de países con covariables

País	Ponderación
Bolivia	0.000
Brasil	0.000
Chile	0.000
Costa Rica	0.000
República Dominicana	0.000
Honduras	0.755
México	0.141
Panamá	0.094
Paraguay	0.000
Uruguay	0.000
Venezuela	0.000

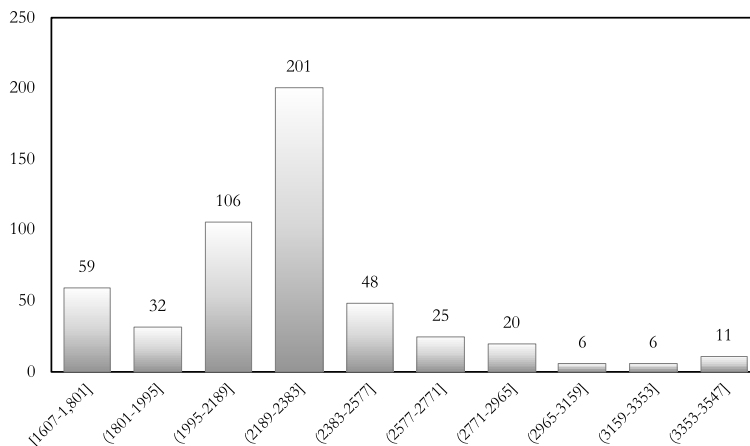
Fuente: Elaboración propia.

TABLA A6: Tabla de balance con covariables

Variable	Nicaragua	Nic. Sintético	Prom. <i>Donor Pool</i>
PIB <i>per cápita</i> (1967-1975)	2,212.86	2,210.54	3,498.00
PIB <i>per cápita</i> (1977)	2,365.30	2,472.66	4,139.31
Absorción a PIB	1.02	1.09	1.06
Capital humano	1.63	1.51	1.65
Consumo a PIB	0.82	0.89	0.87
Crecimiento poblacional	3.07	2.92	2.44
Depreciación del capital	0.03	0.04	0.04
Esperanza de vida	52.38	54.29	60.06
Tasa de fertilidad	6.91	6.92	5.39
Tasa de mortalidad	14.43	14.09	10.92

Nota: Para el caso del la primer y segunda fila, representa el promedio en los años que se detalla, mientras que para las demás variables se incorpora el promedio de la *Donor Pool* previo a 1979. Las unidades de medición de las variables están definidos como se detalla en la Tabla A1.

Fuente: Elaboración propia.

FIGURA A4: Distribución del efecto tratamiento
(*simulación*)

Nota:—Representa los resultados agrupados en intervalos de la simulación y sus respectivos efectos mostrados en la Figura 6.

Fuente: Elaboración propia.

Revista de Economía y Finanzas

Pautas generales para la publicación en la Revista

Se invita a publicar en esta revista a investigadores, servidores públicos, profesionales, académicos y estudiantes de los diferentes niveles educativos, tanto nacionales como extranjeros, que pueden aportar su esfuerzo para lograr avances significativos en la frontera del conocimiento sobre la economía nicaragüense.

Los estudios deben ser sobre Nicaragua o que la incluyan como parte del análisis realizado. Éstos podrán abordar temas sobre economía, finanzas y otros que sean relevantes para el desarrollo del país, que contribuyan a entender y explicar causas, consecuencias y vías de cambio para Nicaragua.

Se aceptará la participación de estudios que cumplan con los estándares de un documento de investigación. Para este efecto se deberá enviar una copia electrónica en formato L^AT_EX a los editores de la Revista. El trabajo debe contar con un máximo de 40 páginas tamaño carta, incluyendo tablas, gráficos y figuras. Debe incluir, además, un resumen con un máximo 200 palabras y los datos del autor.

El rigor científico será el criterio principal de evaluación de los trabajos a ser publicados en la revista. Por tanto, los documentos serán sometidos a un proceso de revisión similar al que se aplica en la mayoría de las revistas científicas.

Los trabajos se deben enviar a:

Oficina de Acceso a la Información Pública (OAIP)

Correo: oaip@bcn.gob.ni

Banco Central de Nicaragua

Teléfono: (505) 2255-7171

