

Revista de Economía y Finanzas

ISSN 2313-8696

2020

Volumen 7

Noviembre 2020

¿Simetría o asimetría en el ajuste de las tasas de interés pasivas?: evidencia para Nicaragua

Jeffrey Wilber Serrano Hernández

Efectos de *shocks* de política fiscal en Nicaragua: evidencias a partir de un análisis SVAR

Mario Alberto Aráuz Torres y Néstor Adolfo Torres Betano

Implicancias del fortalecimiento del dólar para la región CARD

William Alberto Mendieta Alvarado

Salario mínimo y su impacto en las remuneraciones: caso de Nicaragua

Luvy Jerónima Barquero Vega y José Israel Munguía Martínez

Drivers y frenos del emprendimiento en Nicaragua: un análisis desde una perspectiva Kirzneriana y Schumpeteriana

Alejandra María Vanegas Cedeño y Heber Steven Davila Rivera



Banco Central de Nicaragua
Emitiendo confianza y estabilidad

60
ANIVERSARIO

Revista de Economía y Finanzas
Volumen 7-2020

© 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:
Juan Carlos Treminio Torres
Néstor Adolfo Torres Betanco

Fecha de publicación: Noviembre 2020

Revista de Economía y Finanzas

ISSN 2313-8696

2020

Volumen 7

Noviembre 2020

Editor

Mario Aráuz Torres – Gerente de Investigaciones Económicas del BCN

Comité Editorial

Ovidio Reyes Ramírez – Presidente del BCN

Sara Amelia Rosales Castellón – Gerente General del BCN

Nina Conrado Cabrera – Gerente de División Económica del BCN



Banco Central de Nicaragua
Emitiendo confianza y estabilidad

60
ANIVERSARIO

Presentación

El Banco Central de Nicaragua (BCN), con el objetivo de fomentar la investigación en temas relevantes para la economía nicaragüense, presenta el séptimo volumen de la Revista de Economía y Finanzas. Este volumen se constituye de cinco estudios referidos al desempeño económico del país, abordando temas sobre: ¿Simetría o asimetría en el ajuste de las tasas de interés pasivas?: evidencia para Nicaragua; Efectos de *shocks* de política fiscal en Nicaragua, evidencia de un análisis SVAR; Implicancias del fortalecimiento del dólar para la región CARD; Salario mínimo y su impacto en las remuneraciones: caso de Nicaragua; y Drivers y frenos del emprendimiento en Nicaragua: un análisis desde una perspectiva Kirzneriana y Schumpeteriana.

La primera investigación examina la rigidez de las tasas de interés de depósitos para Nicaragua, con el propósito de evaluar si la velocidad de ajuste de las tasas de interés pasivas es simétrica o asimétrica. El estudio sigue el método propuesto por Scholnik (1996), haciendo estimaciones mediante un modelo de cointegración y método de corrección de errores sobre las tasas de interés pasivas del Sistema Financiero Nacional (SFN). Los resultados indican que no existe asimetría en la velocidad de ajuste de las tasas cuando están por encima de su nivel de equilibrio, con relación a cuando están por debajo de dicho nivel. Se encontró que la velocidad de ajuste de la tasa pasiva para depósitos en córdobas es más rígida que la velocidad de ajuste de la tasa pasiva para depósitos en dólares. También se presenta evidencia de que, en el largo plazo, la tasa de intervención del BCN influye fuertemente en las tasas pasivas del SFN; y en el corto plazo, su traspaso es bajo y se limita aún más debido a los altos grados de liquidez de la banca nacional.

El segundo estudio intenta evidenciar, para el caso de Nicaragua, los efectos de *shocks* de política fiscal en el producto durante el período 2006:T1 al 2020:T1. Para ello, se utiliza como referencia un modelo de Vector Autorregresivo Estructural (SVAR, por sus siglas en inglés) de cuatro variables (e.g, gasto público, producto, impuestos e inflación), siguiendo los planteamientos teóricos y empíricos de la literatura relacionada. Los resultados se analizan y se cuantifican mediante funciones impulso-respuesta, empleando principios teóricos extraídos de la discusión reciente sobre la política fiscal. La evidencia empírica demostró que los *shocks* fiscales se comportan según el contexto en que se aplican, sugiriendo que la implementación de la política fiscal en Nicaragua es propensa a factores internos y externos.

La tercera investigación analiza las implicancias del proceso del fortalecimiento del dólar en el desempeño macroeconómico de los países de Centro América y República Dominicana (CARD). El método utilizado incluye un

modelo de Vectores Autorregresivos Aumentado por Factores (FAVAR, por sus siglas en inglés), y el análisis de funciones impulso-respuesta a partir del mismo. Este modelo permitió resumir una cantidad grande de indicadores económicos, evadiendo el problema de dimensionalidad frecuente en los modelos VAR. Los resultados muestran que el desempeño económico de los países ante un fortalecimiento del dólar es heterogéneo. Esta heterogeneidad puede estar relacionada a diferencias en las políticas económicas implementadas. Los resultados motivan a continuar investigando respecto a las mejores combinaciones de políticas para cada uno de estos países.

El cuarto estudio tiene como objetivo estimar el impacto de corto y largo plazo que ha tenido el ajuste del salario mínimo en las remuneraciones de los trabajadores afectados por esta política en Nicaragua, entre 2004 y 2018. Para ello, se emplea un modelo de corrección de errores, utilizando una base de datos administrativa que contiene información salarial mensual de cada trabajador empleado en el sector formal de la economía. Los resultados sugieren que las remuneraciones de los trabajadores incluidos en la muestra aumentan en 0.213 puntos porcentuales a medida que se incrementa el salario mínimo en 1 punto porcentual. Esto muestra que los reajustes de salario mínimo presionan a las empresas a aumentar los sueldos de sus trabajadores, aunque en una menor proporción. También se evidencia que las remuneraciones promedio son sensibles ante los cambios en salario mínimo especialmente para los trabajadores en los sectores agropecuario, electricidad e industria.

Finalmente, el quinto estudio analiza los drivers y frenos del emprendimiento en Nicaragua. Para ello, el documento responde a la pregunta de investigación ¿Cuáles son los drivers y frenos del emprendimiento en Nicaragua? El estudio aborda el emprendimiento desde un enfoque heterodoxo, considerando las características propias de los países en desarrollo, utilizando las conceptualizaciones teóricas de Kirzner (2009) y Schumpeter (1934). Los resultados sugieren que, a nivel de proceso, las oportunidades emprendedoras nicaragüenses carecen de innovación de tipo disruptiva o incremental, limitando la actividad emprendedora a prácticas de imitación, modificación y adaptación de choques endógenos provenientes del mercado nacional. También se identificó la falta de financiamiento, investigación y transferencia tecnológica entre academia y mercado, debido a la ausencia de un marco institucional que incentive la creación de propuestas de valor en la base del ciclo de vida de negocios.

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



¿Simetría o asimetría en el ajuste de las tasas de interés pasivas?: evidencia para Nicaragua

Jeffrey Wilber Serrano Hernández

Efectos de shocks de política fiscal en Nicaragua: evidencias a partir de un análisis SVAR

Mario Alberto Aráuz Torres y Néstor Adolfo Torres Betano

Implicancias del fortalecimiento del dólar para la región CARD

William Alberto Mendieta Alvarado

Salario mínimo y su impacto en las remuneraciones: caso de Nicaragua

Luvy Jerónima Barquero Vega y José Israel Munguía Martínez

Drivers y frenos del emprendimiento en Nicaragua: un análisis desde una perspectiva Kirzneriana y Schumpeteriana

Alejandra María Vanegas Cedeño y Heber Steven Davila Rivera

¿Simetría o asimetría en el ajuste de las tasas de interés pasivas?: Evidencia para Nicaragua

Jeffrey Wilber Serrano Hernández*

Resumen

Recientemente han surgido numerosos estudios referentes al fenómeno de la asimetría en la velocidad de ajuste de las tasas de interés del sistema financiero para diferentes países. Sin embargo, en Nicaragua se carece de investigación sobre el tema. Este artículo examina la rigidez de las tasas de interés de depósitos para Nicaragua, con el propósito de evaluar si la velocidad de ajuste de las tasas de interés pasivas es simétrica o asimétrica. Los resultados indican que no existe asimetría en la velocidad de ajuste de las tasas cuando están por encima de su nivel de equilibrio, con relación a cuando están por debajo de dicho nivel. Se encontró que la velocidad de ajuste de la tasa pasiva para depósitos en córdobas es más rígida que la velocidad de ajuste de la tasa pasiva para depósitos en dólares. También se presenta evidencia de que, en el largo plazo, la tasa de intervención del BCN influye fuertemente en las tasas pasivas del SFN; y en el corto plazo, su traspaso es bajo y se limita aún más debido a los altos grados de liquidez de la banca nacional.

Palabras Clave: Tasa de interés pasiva, Asimetría en tasas de interés, Tasa de intervención del BCN, Velocidad de ajuste.

Códigos JEL: E43, G21.

*El autor es egresado de la Carrera de Ingeniería en Economía y Negocios, desarrollada juntamente con la Universidad Nacional de Ingeniería (UNI) y el Banco Central de Nicaragua (BCN). Para comentarios comunicarse al correo: jeffreyserrano5@gmail.com. El contenido de este documento es de exclusiva responsabilidad del autor y no representa la posición oficial del BCN.

1. Introducción

En las últimas tres décadas se ha elaborado una cierta cantidad de estudios para diferentes países sobre el fenómeno de la asimetría en la velocidad de ajuste de las tasas de interés de los sistemas financieros, i.e., que la velocidad de los ajustes hacia la baja de tasas de interés es diferente a la velocidad de los ajustes hacia el alza.

En línea con lo anterior, se ha encontrado que las rigideces en ajustes de precios ha sido un tema ampliamente estudiado desde el inicio del desarrollo de la ciencia económica como tal; sin embargo, el fenómeno de asimetría en dichos ajustes no había sido considerado sino hasta finales del siglo XX. El primer estudio de la asimetría aplicado para las tasas de interés de depósitos del sistema financiero fue realizado por [Hannan & Berger \(1991\)](#), a partir del cual, se han encontrado múltiples evidencias de la existencia de asimetría entre aumentos y reducciones de las tasas de interés por parte de la banca privada.

Dado que la dinámica del ajuste de la tasa de depósito tiene implicaciones importantes para el funcionamiento de la política monetaria, resulta útil comprender cómo la estructura de la industria afecta estas dinámicas ([Neu-mark & Sharpe 1992](#)). En este sentido, conocer si existe el fenómeno de asimetría en las tasas de depósitos otorga una herramienta importante a las autoridades monetarias sobre la forma de actuar ante desajustes por encima del nivel de equilibrio de dichas tasas, en comparación con desajustes por debajo; de modo que el alcance y la efectividad de las políticas sean más eficientes.

Así pues, el presente estudio busca responder a la pregunta de si existe o no asimetría en la velocidad de ajuste de las tasas de interés pasivas en Nicaragua ante desviaciones por encima y por debajo de su nivel de equilibrio. Para ello, es necesario encontrar primero un equilibrio de largo plazo entre dichas tasas pasivas y sus principales determinantes, tales como la tasa de interés internacional y una tasa de intervención del Banco Central de Nicaragua (BCN).

El documento se estructura de la siguiente manera: La sección 2 aborda la revisión de literatura sobre esta temática. La sección 3 describe brevemente la política monetaria de Nicaragua, así como las características principales del mercado financiero nacional. La sección 4 presenta el método y los datos

utilizados. La sección 5 muestra los resultados obtenidos. La sección 6 utiliza una metodología alterna para validar los resultados. La sección 7 detalla las conclusiones, las implicaciones de política, y las limitantes del estudio.

2. Revisión de literatura

El fenómeno de rigideces en precios se ha venido examinando desde el inicio de los tiempos en que se estudia la ciencia económica y, por consecuencia, múltiples estudios se han desarrollado con el fin de explicar las causas de por qué se da este fenómeno y cómo varía a través de las diferentes industrias y del tiempo. Sin embargo, dentro del fenómeno de rigideces hay otro planteado, referente a la asimetría sobre movimientos hacia el alza o la baja en precios. Este último no se había considerado sino hasta finales del siglo pasado, ya que, los estudios previos partían del supuesto de simetría en las respuestas de precios ante movimientos en sus determinantes.

Hannan & Berger (1991) fueron los primeros en intentar demostrar la existencia de una asimetría para el caso de la banca comercial en la economía norteamericana, mediante un análisis de datos de panel para las diferentes regiones del país. Estos autores señalan algunas posibles hipótesis del por qué surge el fenómeno de la asimetría, entre ellas destacan:

1. Diferencias en el costo de ajustar precios entre los cambios ascendentes y descendentes, i.e., los clientes que valoran los precios confiables reaccionan más negativamente a cambios en precios desfavorables que a los favorables.
2. La rigidez es el resultado de acuerdos de precios colusorios que se pueden descomponer si se modifican dichos precios.

Los autores concluyen que, para el caso de Estados Unidos, los precios son significativamente más rígidos en mercados caracterizados por un mayor nivel de concentración, y la tasa de depósitos es significativamente más rígida cuando los estímulos para un cambio son hacia el alza en comparación con los que son hacia la baja.

Posteriormente, Neumark & Sharpe (1992) obtuvieron un resultado similar al de Hannan & Berger (1991). A diferencia del estudio anterior, Neumark & Sharpe (1992) intentan estimar esta asimetría mediante una metodología llamada modelo de ajuste parcial, con la cual, determinan un nivel de equilibrio para la tasa de interés pasiva de los bancos comerciales. A partir de

esto, dividen las desviaciones positivas y negativas en respuestas hacia el alza y la baja (respectivamente) de dicha tasa.

Los autores encontraron que, en promedio, los bancos son más rápidos para ajustar sus tasas de depósito a la baja cuando están por encima de su equilibrio, en comparación a ajustes hacia el alza cuando están por debajo de su equilibrio. Las tasas de depósito de los bancos en los mercados más concentrados muestran una asimetría más marcada en su dinámica.

En línea con los estudios anteriores, [Scholnick \(1996\)](#) intenta estimar la asimetría en las rigideces de las tasas de interés, tanto pasivas como activas. Para ello, usa una nueva metodología aplicable a países en desarrollo, los cuales, típicamente, no cuentan con datos de corte transversal para poder analizar cuestiones de concentración de la industria en diferentes mercados geográficos.

La metodología consiste en el uso de series cointegradas y modelos de corrección de errores, desarrollada bajo la misma idea de [Neumark & Sharpe \(1992\)](#), de encontrar una tasa de equilibrio y diferenciar las desviaciones positivas y negativas como movimientos hacia el alza y la baja, respectivamente. [Scholnick \(1996\)](#), también encuentra resultados similares a los estudios mencionados anteriormente, respecto a la asimetría de tasas de interés, para el caso de Malasia y Singapur.

Para el caso de Europa, [Karagiannis et al. \(2011\)](#), buscan revelar la existencia de si hay simetría o asimetría en el pass through de la tasa de referencia (esta puede ser, la tasa del mercado de dinero o la tasa de política monetaria de su respectivo Banco Central), sobre las tasas de la banca comercial (tanto activa como pasiva) en Grecia, Bulgaria y Eslovenia. El estudio utiliza la metodología propuesta por [Scholnick \(1996\)](#).

Estos autores encuentran que, para el caso de Grecia, no existe asimetría en el efecto pass through para ambas tasas de la banca comercial. Para el caso de Bulgaria, existe una asimetría negativa en el pass through a la tasa activa i.e., los bancos tienden a pasar únicamente efectos de decrecimientos, mientras que, en la tasa pasiva, la asimetría no es estadísticamente significativa. Finalmente, para el caso de Eslovenia, existe una asimetría negativa para ambos casos cuando la tasa de referencia corresponde con la tasa del mercado de dinero.

Para Nicaragua se encontraron dos estudios; el primero elaborado por [Clevy \(2015\)](#), quien evidencia las rigideces de la tasa de interés pasiva a causa de la estructura de la industria bancaria. Dicho estudio pone de manifiesto las principales causas de las rigideces en las respuestas de la tasa de interés pasiva nacional y, a su vez, determina el grado de influencia de la política monetaria en dicho fenómeno.

La investigación sugiere que, tanto la tasa internacional como la tasa de intervención del BCN, tienen influencia en la dinámica de corto y largo plazo de la tasa pasiva del Sistema Financiero Nacional (SFN), siendo la primera la que más influye. En el largo plazo, el efecto en la tasa pasiva del SFN es de 31.5 y 20 puntos base, ante un cambio en 100 puntos base en la tasa libor y la tasa de intervención del BCN, respectivamente. Otro hallazgo por mencionar es que el grado de concentración bancario provoca una mayor rigidez en el efecto traspaso de la tasa internacional; así como el grado de liquidez lo hace con respecto al traspaso de la tasa de intervención del BCN.

El segundo estudio, elaborado por [Treminio & Barquero \(2018\)](#), analiza el efecto de la tasa de interés de letras del BCN sobre la emisión de crédito, y por ende, sobre el sector real de la economía. Al respecto, los autores utilizaron datos de panel, para estudiar las características de los diferentes bancos y entidades financieras que se tomaron durante el periodo de análisis. La investigación presenta evidencia de que la tasa de interés de letras del BCN tiene un efecto muy limitado sobre la emisión del crédito, y que, además, actúa con un rezago de 4 semestres. También se encontró que el efecto de dicha tasa de interés depende de las características de cada entidad financiera i.e., rentabilidad, solvencia, dolarización de la cartera, liquidez, tamaño de la entidad y concentración de mercado.

3. Las tasas de interés en Nicaragua

3.1. La política monetaria en Nicaragua

Como menciona [Clevy \(2015\)](#), desde 1993, Nicaragua utiliza el régimen cambiario reptante o deslizamiento, en el cual, existen minidevaluaciones diarias de la moneda doméstica respecto al dólar. De este modo, surge un trade-off entre control de política monetaria y cambiaria, orientando la primera a preservar niveles adecuados de reservas internacionales para respaldar el tipo de cambio.

Actualmente, el BCN no cuenta con un instrumento oficial de tasa de interés de política monetaria. Sin embargo, existe un mecanismo de carácter ex-ante para resolver desequilibrios monetarios i.e., las operaciones de mercado abierto, mejor conocidas como OMA. Dicho instrumento, es utilizado por las autoridades monetarias para controlar la liquidez, y así, evitar presiones excesivas sobre las reservas.

El mecanismo descrito anteriormente funciona mediante la elaboración de subastas semanales, en las cuales, se ofrecen instrumentos de deuda llamados “letras” denominados en dólares y pagaderos en córdobas. Las letras ofrecidas son de diferentes plazos, y en dependencia de esto, tienen diferentes tasas de rendimiento (véase [BCN \(2011\)](#)).

3.2. Dinámica de las tasas de interés domésticas respecto a sus determinantes

El modelo de paridad de tasas de interés muestra que, bajo un tipo de cambio fijo y perfecta movilidad de capitales, la tasa de interés doméstica está vinculada a la tasa de interés internacional (cf. [Krugman 2016](#)). Así pues, empíricamente se puede observar que existe un alto grado de vinculación entre la dinámica de las tasas de interés pasivas domésticas y la dinámica de la tasa de interés internacional (véase [Figura A1](#)).

Si bien, existen ciertos periodos en los que se presenta una disociación entre las tasas pasivas domésticas y la tasa de interés internacional, la tendencia de estas tasas se comporta de una forma muy similar, mostrando indicios de una relación de cointegración de largo plazo. Como se mencionó anteriormente, Nicaragua no cuenta con una tasa de política monetaria, de forma empírica se puede observar que también existe un cierto grado de vinculación entre las tasas pasivas domésticas y la tasa de letras del BCN (véase [Figura A2](#)).

En este sentido, nace la interrogante de si realmente existe un grado de influencia de una tasa de intervención del BCN sobre las tasas de interés de la economía. En [Ossa \(2001\)](#) se demuestra que, teóricamente, bajo un tipo de cambio reptante no debería haber ningún efecto de la política monetaria sobre las tasas de interés del sistema financiero. Al hablar en términos teóricos conlleva a partir del supuesto de perfecta movilidad de capitales.

[Treminio & Barquero \(2018\)](#), citando a [Kashyap & Stein \(1994\)](#), mencionan

que se ha encontrado evidencia de diferentes impactos de perturbaciones de tasa de interés sobre el sector real de la economía dependiendo del grado de acceso al mercado de capitales de los agentes económico. Trasladando esta idea a lo encontrado por Ossa (2001), se tiene que, bajo un tipo de cambio reptante, el efecto de la política monetaria sobre las tasas de interés del sistema financiero dependerá del grado de la movilidad de capitales.

En línea con lo anterior, empíricamente, ante la poca afluencia de flujos de capitales que aprovechen las ocasiones de arbitraje en Nicaragua (80 % de los flujos de la cuenta financiera de la balanza de pagos son préstamos oficiales e inversión extranjera directa), podría existir un espacio para que la política monetaria afecte las tasas domésticas, desvinculándolas transitoriamente de sus fundamentos internacionales (Clevy 2015).

3.3. La tasa internacional como anclaje de las variables domésticas

Como se observó anteriormente, existe una vinculación en la dinámica de largo plazo de las tasas pasivas domésticas y la tasa internacional, así como también, entre las tasas pasivas domésticas y la tasa de letras del BCN. En otras palabras, todas las tasas mencionadas previamente tienen una dinámica de largo plazo similar. Así pues, se muestran indicios de que las tasas pasivas nacionales y la tasa de letras del BCN se ajustan al comportamiento de la tasa internacional. En este sentido, es válido comprobar la proposición anterior mediante el test de causalidad de Granger, el cual, se resume en la Tabla A1 en Anexos.

En ésta, se muestra que la tasa internacional tiene una fuerte capacidad de explicar el comportamiento de todas las variables domésticas, y que las variables internas no tienen efecto sobre la tasa internacional. También se encontró que entre las tasas pasivas del SFN y la tasa de letras del BCN existe un efecto de causalidad bidireccional, i.e., las tasas internas se retroalimentan entre sí.

Respecto a la liquidez, se puede observar que es una variable capaz de explicar a las tasas pasivas del SFN, pero a medida que aumenta la cantidad de rezagos, la capacidad de explicación se va reduciendo, por lo que se podría decir que la liquidez es una variable que incide en las tasas pasivas en el corto plazo.

Por último, la tasa de letras del BCN es capaz de explicar el grado de liquidez del SFN con un rezago de 3 meses a más, y la liquidez también puede explicar la tasa del BCN con una menor cantidad de rezagos. Esto demuestra el hecho de que las variables internas se retroalimentan entre sí, y a su vez, se ajustan a las condiciones del mercado financiero internacional.

4. Información empírica y método

4.1. Descripción de los datos

A diferencia de [Scholnick \(1996\)](#), el presente estudio no solo busca una relación de largo plazo entre la tasa pasiva nacional y una tasa de interés de referencia, sino que también incorpora otras variables determinantes de la dinámica de dicha tasa. A partir de lo anterior, se hace uso de las variables propuestas por [Clevy \(2015\)](#).

Como variables explicadas se utilizaron los datos de las tasas de interés pasivas para el SFN en frecuencia mensual, tanto en moneda nacional como moneda extranjera. Estas tasas de interés fueron extraídas de la página web del BCN.

En línea con [Clevy \(2015\)](#) se hizo uso de la misma tasa de referencia internacional, i.e., la tasa Libor para operaciones en dólares a plazo de 12 meses, ya que se considera una tasa muy relevante para la economía nicaragüense. Dichos datos se extraen desde la página web de la Federal Reserve Economic Data (FRED).

Se intenta medir una tasa de intervención del BCN a través de la tasa anual de rendimiento promedio ponderada de letras del BCN, denominadas en dólares y con forma de pago en córdobas, para subastas competitivas. A partir de esta base de datos, se obtuvo el promedio ponderado por monto adjudicado para cada mes; y en los meses que se registró tasa igual a cero durante todo ese periodo, se toma la tasa correspondiente al periodo previo. Lo anterior en base al artículo 10, sección 10.2 del [BCN \(2011\)](#).

También se hace uso de una variable que mide el grado de liquidez del SFN para analizar el efecto que tiene sobre el traspaso de la tasa de intervención del BCN a las tasas de interés pasivas del SFN. Para medir esta variable se hace uso de la razón Disponibilidades-Captaciones del Público. Los datos fueron extraídos de la página web de la Super Intendencia de Bancos y Otras

Instituciones Financieras (SIBOIF) y del BCN.

Las 3 variables descritas anteriormente, al igual que la variable explicada, tienen una frecuencia mensual que abarca un total de 172 observaciones, empezando desde septiembre de 2003 hasta diciembre de 2017. Todas las variables están medidas en niveles porcentuales.

4.2. Enfoque metodológico

El presente estudio sigue la metodología propuesta por [Scholnick \(1996\)](#), debido a la aplicación que ésta tiene para países en vías de desarrollo, los cuales, en promedio, no tienen un amplio panel de datos para poder hacer inferencias entre el comportamiento de los diferentes mercados regionales.

Así pues, se presenta una estimación mediante un modelo de cointegración y método de corrección de errores sobre las tasas de interés pasivas del SFN en moneda nacional y extranjera. Sin embargo, a diferencia de [Scholnick \(1996\)](#), el modelo presenta una relación de largo plazo entre las tasas pasivas y la tasa de letras del BCN, considerando el efecto que la tasa internacional tiene sobre las tasas mencionadas anteriormente.

Como señala [Scholnick \(1996\)](#), la dicotomía entre la volatilidad de corto plazo y estabilidad de largo plazo (de la tasa de interés pasiva y sus determinantes), tiene una analogía muy cercana a la dicotomía entre el modelo de corrección de errores de corto plazo, y la existencia de vectores de cointegración de largo plazo.

Para realizar la estimación del modelo, se ha determinado primeramente que todas las series son integradas de orden 1, i.e., son $I(1)$. Con lo cual, se utiliza la metodología propuesta por [Johansen \(1988\)](#) para probar si existen vectores de cointegración entre las tasas pasivas y la tasa de letras del BCN. Se puede denotar el vector Y_c como el conjunto de variables $I(1)$ para la tasa pasiva del SFN en córdobas, y Y_d como el conjunto de variables $I(1)$ para la tasa pasiva del SFN en dólares, esto es:

$$Y_c = (\text{tpc}, \text{bcn})', \text{ con "libor" como variable exógena}$$
$$Y_d = (\text{tpd}, \text{bcn})', \text{ con "libor" como variable exógena}$$

Donde:

tpc: tasa pasiva del SFN para depósitos en córdobas.

tpd: tasa pasiva del SFN para depósitos en dólares.

libor: tasa libor para operaciones en dólares a plazo de 12 meses.

bcn: tasa de letras del BCN.

Dicha especificación, se considera en base a lo presentado en la sección 3 del documento, en la cual, se evidencia la dinámica de retroalimentación conjunta entre las tasas pasivas del SFN y la tasa de letras del BCN, y la dependencia que estas dos tienen respecto a la tasa de interés libor.

Basado en [Enders \(1998\)](#), los dos vectores anteriores pueden ser escritos en forma de un VAR,

$$Y_t = \Pi_1 Y_{t-1} + \Pi_2 Y_{t-2} + \dots + \Pi_k Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Reparametrizando (1), el vector quedaría denotado por,

$$\Delta Y_t = \mu + \Pi Y_{t-k} + \sum_{i=1}^{k-1} \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (2)$$

Donde:

$\Pi = \sum_{i=1}^k (B_i - I)$; B_i es una matriz (nxn) de los rezagos del VAR; $\Gamma = -\sum_{j=1+i}^k B_j$.

El rango de la matriz Π en (2) determina la cantidad de vectores de cointegración en el VAR. Para determinar dicho rango se hace uso de las pruebas conocidas como test de Trace y test del máximo eigenvalor:

$$\lambda_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (3)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (4)$$

Donde:

$\hat{\lambda}_i$ = eigenvalores obtenidos de la matriz Π .

T = número de observaciones utilizadas.

Una vez determinado el número de vectores de cointegración, se procede a estimar los modelos de corrección de errores para analizar la dinámica de

corto plazo, estos se pueden escribir en su forma más simple como se muestra a continuación:

$$\Delta tpc_t = \lambda_0 + \lambda_1 \Delta tpc_{t-1} + \lambda_2 \Delta bcn_t + \lambda_3 \Delta bcn_t \Delta liq_t + \lambda_4 R_{1,t-1} + \xi_{1t} \quad (5)$$

$$\Delta tpd_t = \varphi_0 + \varphi_1 \Delta tpd_{t-1} + \varphi_2 bcn_t + \varphi_3 \Delta bcn_t \Delta liq_t + \varphi_4 R_{2,t-1} + \xi_{2t} \quad (6)$$

Donde liq: grado de liquidez del SFN.

$R_{1,t-1}$ y $R_{2,t-1}$ representan los residuos de los vectores de cointegración entre las tasas pasivas y sus determinantes. Scholnick (1996) encuentra una media rezagada de ajuste mostrado en Hendry & Doornik (1994), el cual puede ser extendido para un modelo multivariado:

$$ML_c = \frac{1 - \gamma_1 - \gamma_2 - \gamma_3}{\gamma_4} \quad (7)$$

$$ML_d = \frac{1 - \varphi_1 - \varphi_2 - \varphi_3}{\varphi_4} \quad (8)$$

El numerador de dicha media persigue quitar el efecto de las variaciones de las variables determinantes. Esta media, puede ser entendida como el promedio de meses que tardará la tasa pasiva en volver a su nivel de equilibrio, dada una desviación en el periodo anterior. Lo estimado hasta ahora, ha sido realizado para el caso de un modelo bajo el supuesto de simetría, sin embargo, para responder la pregunta de investigación, es necesario derivar un modelo que diferencie entre las desviaciones por debajo y por encima del equilibrio de largo plazo.

4.3. Estimación de la Asimetría

Partiendo de la idea de equilibrio de un vector de cointegración, la relación entre las tasas pasivas y sus determinantes puede ser definida como la media de los residuos de una ecuación cointegrada apropiada (μ). Como ya es sabido, los residuos de estos vectores tienen que ser estacionarios i.e., $I(0)$, lo cual implica que van a oscilar en todo momento alrededor de dicha relación de equilibrio.

Lo anterior indica que, si los residuos están por encima de la relación de equilibrio, éstos tenderán a volver a dicha relación, y viceversa para el caso de

cuando los residuos están por debajo. Los residuos por encima del equilibrio se pueden interpretar como oscilaciones en que las tasas pasivas actuales son mayores que sus niveles de largo plazo, es decir, se enfrentan a presiones de corto plazo al alza, lo mismo aplica para el caso inverso.

Al respecto, para estimar la asimetría se hace una discriminación entre los residuos que están por encima de su equilibrio y los que están por debajo, de modo que se extraen nuevas variables de residuos a partir del uso de variables dummies, esto es:

$$R^+ = D_1 R \text{ \& } R^- = D_2 R.$$

Donde:

$$D_1 = 1, \text{ si } R > \mu \text{ y } D_1 = 0, \text{ si } R < \mu.$$

$$D_2 = 0, \text{ si } R > \mu \text{ y } D_2 = 1, \text{ si } R < \mu.$$

A partir de la división previa, se pueden estimar modelos asimétricos dinámicos de corto plazo para ambas tasas pasivas, los cuales, pueden ser escritos como:

$$\Delta tpc_t = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta tpc_{t-1} + \gamma_2 \Delta bcn_t + \gamma_3 \Delta_3 bcn_t \Delta liq_t + \gamma_4 R_{1,t-1}^+ + \gamma_5 R_{1,t-1}^- + \xi_{1t} \quad (9)$$

$$\Delta tpd_t = \varphi_0 + \varphi_1 \Delta tpd_{t-1} + \varphi_2 \Delta bcn_t + \varphi_3 \Delta_3 bcn_t \Delta liq_t + \varphi_4 R_{2,t-1}^+ + \varphi_5 R_{2,t-1}^- + \xi_{2t} \quad (10)$$

Las medias rezagadas de ajuste pueden ser definidas a partir de (9) y (10), de la siguiente manera:

$$ML_C^+ = \frac{1 - \gamma_1 - \gamma_2 - \gamma_3}{\gamma_4} \quad (11)$$

$$ML_c^- = \frac{1 - \gamma_1 - \gamma_2 - \gamma_3}{\gamma_5} \quad (12)$$

$$ML_d^+ = \frac{1 - \varphi_1 - \varphi_2 - \varphi_3}{\varphi_4} \quad (13)$$

$$ML_d^- = \frac{1 - \varphi_1 - \varphi_2 - \varphi_3}{\varphi_5} \quad (14)$$

Finalmente, la asimetría se puede probar mediante el test de Wald con una distribución Chi-Cuadrado, bajo la hipótesis nula de que $ML^+ = ML^-$, i.e., que no hay asimetría.

5. Resultados

La estimación de los vectores de cointegración se realizó con la metodología de [Johansen \(1988\)](#) para (2). Los test de estacionariedad aplicados a las series utilizadas se presentan en la Tabla A2 en Anexos, de los cuales, se puede concluir que todas las series son I(1). Así mismo, hay que mencionar que al momento de realizar los tests con la incorporación de cambio estructural (véase la Tabla A3), las series resultan ser estacionarias tanto en niveles como en diferencias. También se observa el mismo punto de quiebre para todas las series, el cual corresponde a los eventos de la crisis financiera internacional de 2009.

Los resultados de los tests de cointegración de [Johansen \(1988\)](#), para ambas tasas se presentan de manera resumida en la Tabla A4 de los anexos. Las hipótesis de ningún vector de cointegración ($r = 0$) se rechazan, al igual que las hipótesis de al menos un vector de cointegración ($r \leq 1$). Por lo tanto, se concluye que hay presencia de vectores de cointegración.

Los vectores de cointegración (normalizados para las tasas pasivas) que se encontraron mediante el método de [Johansen \(1988\)](#), se presentan en la Tabla 1. Los vectores se ajustan muy bien a un valor de largo plazo de las diferentes tasas pasivas, y se encuentra que sus errores o desviaciones del equilibrio son estacionarios I(0).

Como se observa en la Tabla 1, los signos de la tasa de letras del BCN son los esperados, teniendo un impacto positivo y muy significativo. Lo anterior refuerza la hipótesis planteada por [Clevy \(2015\)](#), del bajo grado de integración financiera internacional que permite al BCN influir en las tasas nacionales.

TABLA 1: Vectores de cointegración

	tpc	tpd	bcn
Yc	1		-0.519 (0.07632)
Yd		1	-0.497047 (0.083)

Nota: Errores estándar en paréntesis.

Fuente: Elaboración propia.

La interpretación cuantitativa de los vectores de cointegración de largo plazo es que, ante un cambio en la tasa de letras BCN de 100 puntos base, la tasa pasiva para depósitos en córdobas aumenta en 51.97 puntos base y la tasa pasiva para depósitos en dólares aumenta en 49.70 puntos base. Lo anterior muestra que el efecto de la tasa de intervención del BCN es estadísticamente igual para ambas tasas.

Los errores de estos vectores presentan un comportamiento estable y similar para ambos tipos de tasa pasiva. Esto es resultado de la igualdad estadística entre los grados de traspaso de sus principales determinantes y de la similar dinámica que tienen dichas tasas.

Una vez presentado el equilibrio de largo plazo, se procedió a analizar la dinámica de corto plazo. Los tests de Dickey–Fuller aumentado (ADF), y Phillips–Perron señalan que ambas desviaciones son estacionarias, por lo cual, se procedió a hacer una separación de las desviaciones por encima del equilibrio ($> \mu$) y de las que están por debajo ($< \mu$), de modo que se pueda estimar (5), (6), (9) y (10).

Los resultados de dichas estimaciones inicialmente se realizaron mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), por ser una estrategia eficiente de estimación (Enders 1998). Sin embargo, al momento de analizar sus residuos se encontró que no eran normales (véase la figura A3 en anexos), por lo que las pruebas estadísticas de Wald utilizadas perderían confianza.

Como se observa en las figuras A3 y A4 en anexos, el comportamiento de los residuos parece obedecer a una distribución T-student. Por tanto, se estiman los modelos de corrección de errores mediante la Metodología de Máxima Verosimilitud (MMV), para una función de distribución T-student. La Tabla 2 muestra los resultados obtenidos a partir de (5), (6), (9) y (10).

TABLA 2: Ecuaciones de corto plazo

Variables Independientes	Variables Dependientes			
	Δtpc	Δtpd	Δtpc	Δtpd
C	0.027 (0.03)	-0.0312 (0.029)	0.027 (0.037)	0.034 (0.041)
$\Delta tpc(-1)$	-0.286 (0.05)		-0.286 (0.05)	
$\Delta tpd(-1)$		-0.2414 (0.05)		-0.2414 (0.05)
Δbcn	0.041 (0.026)	0.006 (0.03)	0.042 (0.026)	0.0055 (0.03)
$\Delta bcn \Delta liq$	-0.011 (0.018)	0.0012 (0.02)	-0.011 (0.018)	0.0011 (0.018)
Simétrico				
R	0.0489 (0.02)	-0.073 (0.026)		
Asimétrico				
R^+			-0.049 (0.023)	-0.076 (0.034)
R^-			-0.047 (0.115)	-0.062 (0.11)
Log Likelihood	-56.33	-47.87	-56.33	-47.87
AIC	0.733	0.634	0.745	0.645
SIC	0.844	0.7445	0.874	0.7746

Nota: Errores estándar en paréntesis.

Fuente: Elaboración propia.

En las estimaciones realizadas a los modelos de corto plazo, se puede apreciar que los resultados obtenidos de los modelos simétricos son muy similares a los resultados de los modelos asimétricos. Para todos los modelos estimados, sus respectivos residuos resultaron ser estacionarios $I(0)$, según los tests ADF y Phillips-Perron.

Así también, las variables correspondientes a las velocidades de ajuste resultaron ser significativas y sus signos resultaron ser negativos, i.e., cumplen su función de corregir las desviaciones de corto plazo con respecto al equilibrio de largo plazo. A pesar de que el modelo simétrico no es suficientemente útil para responder a la pregunta de investigación, provee un hecho interesante:

la velocidad de ajuste para la tasa pasiva en córdobas es menor a la velocidad de ajuste para la tasa en dólares. Esto indica que, para el caso del mercado de depósitos en dólares, es más fácil para su tasa de interés regresar a su nivel de equilibrio cuando ésta se desvía.

Respecto a la dinámica de corto plazo entre las variaciones de la tasa de letras del BCN y las variaciones de las tasas pasivas del SFN, se puede observar que el grado de traspaso es poco significativo, y que, además, el efecto de éste se ve reducido por el grado de liquidez del SFN.

A partir de las estimaciones anteriores se procedió a probar, mediante el test propuesto por Wald, si $(11) = (12)$ y $(13) = (14)$. Los resultados obtenidos del test anterior se muestran en la Tabla 3, observándose que, para ambos casos, no se puede rechazar la hipótesis nula de igualdad de medias rezagadas de ajuste. Por tanto, se concluye que no existe asimetría entre el ajuste cuando las tasas pasivas están por encima de su equilibrio y tienden a decaer, en comparación a cuando están por debajo de su equilibrio y tienden a aumentar.

Los resultados para el caso de Nicaragua son diferentes a la mayoría de los casos analizados por los autores mencionados en la sección dos. La Tabla 3 muestra que, para el caso de los depósitos en córdobas, el proceso de ajuste hacia el equilibrio toma en promedio veintiséis meses, mientras que, para el caso de depósitos en dólares, el proceso de ajuste hacia el equilibrio toma en promedio diecisiete meses.

Se puede concluir que para el SFN no se cumplen las hipótesis descritas por Hannan & Berger (1991) en la sección dos. Sin embargo, los procesos de ajustes (en meses) señalados previamente, demuestran que puede existir una asimetría en las velocidades de ajuste entre el mercado de depósitos en córdobas, en comparación con el mercado de depósitos en dólares.

TABLA 3: Test de Wald para las medias de ajuste rezagadas

	Modelo Asimétrico			Modelo Simétrico
	Test de Wald	ML+	ML-	ML
tpc	0.000234	25.58 (12.06)	26.66 (65.06)	25.69 (10.38)
tpd	0.008489	16.32 (7.59)	19.94 (35.6)	16.93 (6.37)

Nota: Errores estándar en paréntesis. El valor crítico a un 95% de confianza para una distribución Chi-cuadrado (1) = 3.84

Fuente: Elaboración propia.

6. Análisis de robustez

A continuación, se presentan los resultados obtenidos a partir de una metodología alterna a la propuesta por [Johansen \(1988\)](#), conocida como la estrategia de identificación de relaciones de cointegración propuesta por [Engle & Granger \(1987\)](#). En [Enders \(1998\)](#), se menciona una serie de pasos que explican el procedimiento propuesto por [Engle & Granger \(1987\)](#), para el cual, es necesario inicialmente que todas las variables tengan el mismo orden de integración. En la sección anterior se demostró que todas las variables consideradas son I(1).

Luego de realizar las pruebas orden de integración de las variables, se procedió a estimar la relación de equilibrio de largo plazo mediante el método de MCO. [Stock \(1987\)](#) prueba de que los estimadores de MCO para variables en niveles convergen más rápido en comparación a cuando se usan modelos MCO con variables estacionarias, ya que, el efecto de la tendencia común domina sobre el efecto del componente estacionario. En este sentido, los modelos de cointegración de largo plazo a estimar serían los presentados a continuación:

$$tpc_t = \beta_{11}bcn_t + \beta_{12}libor_t + \varepsilon_{1t} \quad (15)$$

$$tpd_t = \beta_{21}bcn_t + \beta_{22}libor_t + \varepsilon_{2t} \quad (16)$$

La Tabla 4 muestra los resultados obtenidos a partir de dichas estimaciones, así como las pruebas de raíces unitarias correspondientes a los residuos obtenidos en (15) y (16). Como se puede apreciar, en el largo plazo, el efecto de un aumento en la tasa de letras del BCN de 100 puntos base, aumenta la

tasa pasiva en córdobas en 60.52 puntos base y la tasa pasiva en dólares en 51.81 puntos base.

Adicionalmente, el efecto de la tasa internacional sobre las tasas de interés pasivas del SFN encontrado resulta ser significativamente menor al de la tasa de letras del BCN. Su interpretación cuantitativa sería que, en el largo plazo, un aumento en 100 puntos base de la tasa Libor, provocaría un aumento de las tasas pasivas del SFN de 17 puntos base, en promedio.

TABLA 4: Estimación de equilibrio de largo plazo según Engle-Granger

Variables independientes	Variables dependientes	
	tpc	tpd
bcn	0.6052 (0.039)	0.5181 (0.031)
libor	0.1739 (0.07)	0.1611 (0.06)
R2	0.7214	0.7369
Log-likelihood	-264.27	-227.88
ADF(e)	-3.37	-4.72
Phillips-Perron(e)	-4.11	-4.51

Nota: Error estándar entre paréntesis. El valor crítico para el ADF test a un 5% y bajo la metodología de E-G es -3.368. El valor crítico para el Phillips Perron test a un 5% y bajo la metodología de E-G es -3.368.

Fuente: Elaboración propia.

Para determinar si las estimaciones anteriores pertenecen a una relación de cointegración, es necesario comprobar si los residuos obtenidos son estacionarios. [Enders \(1998\)](#), sugiere la aplicación del test ADF con el uso alternativo de valores críticos que corrigen el hecho de que los coeficientes estimados se ajustan para minimizar la Suma de Cuadrados Residuales (SCR). Los resultados para el test ADF y Phillips-Perron indican que los residuos son estacionarios para ambos casos.

Una vez encontradas las relaciones de cointegración, se analizó el modelo de corrección de errores. Al estimar inicialmente dicho modelo mediante MCO, los residuos resultaron tener comportamientos similares a los casos a y b de la Figura A3. Por tanto, se estiman modelos mediante Máxima Verosimilitud (EMV), para una función de distribución de tipo T-student.

En la Tabla 5 se observan los resultados para los modelos de corto plazo, los cuales, reflejaron resultados similares a los obtenidos en la sección anterior (al menos en lo que respecta a los modelos simétricos). Respecto al efecto de corto plazo de la tasa Libor, los coeficientes resultaron ser negativos, lo cual contradice la teoría. Sin embargo, estos coeficientes no son significativos, por lo que se podría prescindir de sus resultados.

TABLA 5: Ecuaciones de corto plazo

Variables independientes	Variables dependientes			
	Δ tpc	Δ tpd	Δ tpc	Δ tpd
C	-0.005 (0.02)	0.004 (0.02)	-0.034 (0.034)	0.019 (0.04)
Δ tpc(-1)	-0.3044 (0.04)		-0.314 (0.04)	
Δ tpd(-1)		-0.2474 (0.05)		-0.256 (0.05)
Δ bcn	0.047 (0.02)	0.006 (0.03)	0.051 (0.025)	0.0052 (0.03)
Δ bcn * Δ liq	-0.0068 (0.01)	-0.0004 (0.01)	-0.009 (0.01)	-0.0011 (0.019)
Δ libor	-0.19 (0.12)	-0.084 (0.1)	-0.19 (0.12)	-0.084 (0.11)
Simétrico				
R	-0.075 (0.01)	-0.079 (0.02)		
Asimétrico				
R^+			-0.037 (0.03)	-0.05 (0.04)
R^-			-0.12 (0.05)	-0.11 (0.05)
Log likelihood	-51.08	-46.57	-50.32	-46.3
AIC	0.683	0.63	0.68	0.638
SIC	0.812	0.7594	0.83	0.7864

Nota: Errores estándar en paréntesis.

Fuente: Elaboración propia.

Por otra parte, los modelos asimétricos tuvieron diferencias notables en sus

coeficientes de corrección de errores, destacando los coeficientes de los errores por debajo del equilibrio, ya que resultaron ser muy altos. Lo anterior puede obedecer a lo ya mencionado sobre este tipo de modelación, i.e., el hecho de que los estimadores del modelo de largo plazo se ajustan a reducir los errores cuadráticos y no necesariamente a encontrar los estimadores reales que muestren la relación de cointegración entre las variables.

A pesar de mostrarse una diferencia entre los estimadores de corrección de errores por encima del equilibrio versus por debajo del equilibrio, los resultados del test de Wald, que se muestran en la Tabla 6, indican que no existe diferencia entre sus medias rezagadas, a un nivel de confianza de 95 por ciento. Así pues, se logra llegar a las mismas conclusiones de la sección anterior, evidenciando la inexistencia de asimetría para el caso de Nicaragua.

Cabe mencionar que esta metodología podría no ser la óptima debido a que (como se vio en la sección tres), existe un efecto de retroalimentación entre la dinámica de las tasas pasivas del SFN y la tasa de letras del BCN, lo cual podría provocar un sesgo e inconsistencia en las estimaciones realizadas. Así también, la tasa de letras del BCN no es independiente de la dinámica de la tasa Libor, por lo que sería más conveniente el uso de la metodología propuesta en la sección anterior.

TABLA 6: Test de Wald para las medias de ajuste rezagadas

	Modelo Asimétrico			Modelo Simétrico
	Test de Wald	ML+	ML-	ML
tpc	0.612	40.09 (33.04)	12.8 (5.00)	19.6 (5.00)
tpd	0.337	28.85 (27.56)	11.25 (5.05)	16.9 (5.38)

Nota: Errores estándar en paréntesis. El valor crítico a un 95% de confianza para una distribución Chi-cuadrado (1) = 3.84.

Fuente: Elaboración propia.

7. Conclusiones

Los resultados del estudio muestran que no existe asimetría en la velocidad de ajuste de las tasas de interés pasivas, para el sistema financiero nicaragüense. Lo anterior indica que, para el caso de las tasas pasivas, su velocidad de ajuste es estadísticamente igual cuando existen desviaciones por encima de su equilibrio, en comparación a cuando existen desviaciones por debajo de

dicho equilibrio. Estos hallazgos son contrarios a los encontrados por [Hannan & Berger \(1991\)](#) y [Neumark & Sharpe \(1992\)](#) para el caso de Estados Unidos, y [Scholnick \(1996\)](#) para el caso de Singapur y Malasia.

Por otra parte, se ha encontrado evidencia de que, en el largo plazo, la tasa de intervención del BCN tiene una gran influencia en la determinación de las tasas pasivas nacionales. Sin embargo, en el corto plazo, su efecto es muy bajo, y además se ve reducido por el grado de liquidez del sistema financiero.

A pesar de no encontrar prueba de asimetría en la velocidad de ajuste de las tasas pasivas nacionales, se logró encontrar un fenómeno relevante para entender la dinámica del mercado de depósitos del SFN. Éste es, que la velocidad de ajuste de las tasas pasivas difiere cuando se habla de moneda en dólares, en comparación con moneda en córdobas, siendo esta última un 50 por ciento más rígida para ajustarse.

Las conclusiones refuerzan la hipótesis planteada por [Clevy \(2015\)](#), sobre el espacio que tiene la política monetaria para incidir en el SFN debido al grado actual de integración financiera. No obstante, se recomienda al igual que dicho autor, estudiar con mayor profundidad la incidencia de la política monetaria sobre el mercado financiero y la economía nacional en general; ya que, el presente estudio combina tasas de letras de diferentes plazos, omitiendo el impacto individual que podrían tener el plazo, así como la magnitud de colocaciones de cada una de éstas.

Así mismo, otro factor a considerar del presente estudio es el supuesto de imputación de la tasa de letras del BCN en los periodos donde no existe un valor, o mejor dicho, donde la tasa promedio registrada es cero. La pérdida de los datos reales, a pesar de ser pocos, podría tener cierto efecto en las conclusiones presentadas en el documento.

En base a los hallazgos, se puede desarrollar otra línea de investigación orientada a comprobar la validez del presente estudio mediante una metodología alterna. Más precisamente, se podrían considerar más variables características de la estructura bancaria, como las utilizadas en la teoría de la disciplina de mercado mencionada por [Clevy \(2015\)](#), o bien, la incorporación del característico sobre encaje que posee la banca nacional, del cual se esperaría que limite el efecto de shocks de tasas de interés tanto interna como externa.

Por último, el alcance de este estudio se limita a presentar el fenómeno

de las diferencias en rigideces entre la tasa de interés pasiva en córdobas, comparado con la tasa de interés pasiva en dólares, por lo cual, se insta a desarrollar una futura línea de investigación centrada en determinar los factores que están detrás de dicho fenómeno.

Referencias

- BCN (2011), Reglamento de Subastas Electrónicas de Letras y Bonos Desmaterializados y Estandarizados del BCN (Resolución CDBCXNXLV111)., Informe 242.
- Clevy, J. F. (2015), 'Estructura microeconómica y rigideces de tasas de interés: evidencia para nicaragua', *Revista de Economía y Finanzas* **2**, 1–26.
- Enders, W. (1998), *Cointegration and Error Correction Models*, 4th revised ed. edn, Wiley, pp. 343–400.
- Engle, R. F. & Granger, C. W. (1987), 'Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing', *Econometrica: journal of the Econometric Society* pp. 251–276.
- Hannan, T. H. & Berger, A. N. (1991), 'The rigidity of prices: Evidence from the banking industry', *The American Economic Review* **81**(4), 938–945.
- Hendry, D. F. & Doornik (1994), 'An interactive econometric modelling system', *London: International Thompson Publishing* .
- Johansen, S. (1988), 'Statistical analysis of cointegration vectors', *Journal of economic dynamics and control* **12**(2-3), 231–254.
- Karagiannis, S., Panagopoulos, Y. & Vlamis, P. (2011), 'Symmetric or asymmetric interest rate adjustments? evidence from southeastern europe', *Review of Development Economics* **15**(2), 370–385.
- Kashyap, A. K. & Stein, J. C. (1994), *7. Monetary Policy and Bank Lending*, University of Chicago Press.
- Krugman, K. (2016), *Los tipos de cambio fijos y la intervención en los mercados de divisas*, 10 edn, Pearson Educación, pp. 475–507.
- Neumark, D. & Sharpe, S. A. (1992), 'Market structure and the nature of price rigidity: evidence from the market for consumer deposits', *The Quarterly Journal of Economics* **107**(2), 657–680.

- Ossa, F. J. (2001), 'La teoría de paridad del poder de compra de las monedas y el tipo de cambio flexible'.
- Scholnick, B. (1996), 'Asymmetric adjustment of commercial bank interest rates: evidence from malaysia and singapore', *Journal of international Money and Finance* **15**(3), 485–496.
- Stock, J. H. (1987), 'Asymptotic properties of least squares estimators of cointegrating vectors', *Econometrica: Journal of the Econometric Society* pp. 1035–1056.
- Treminio, J. & Barquero, L. (2018), 'El canal del crédito en nicaragua: Evidencia a partir de datos de panel', *Foro de Investigadores de Bancos Centrales del Consejo Monetario Centroamericano* .

A. Anexos

TABLA A1: Test de Causalidad de Granger para la Tasa Pasiva

Hipótesis nula	Tasa en Córdobas				Tasa en Dólares			
	1 rez	3 rez	6 rez	12 rez	1 rez	3 rez	4 rez	12 rez
BCN no causa a TPC	16.21***	6.56***	4.66***	2.45***	14.3***	5.41***	2.64**	1.04
TPC no causa a BCN	3.51*	0.87	1.19	1.37	7.49***	3.95***	2.84**	1.72*
LIQ no causa a TPC	5.29**	6.61***	3.6***	1.62*	3.9**	5.05***	1.75	1.3
TPC no causa a LIQ	1.77	1.29	0.91	0.48	1.24	2.01	1.79	1.4
LIBOR no causa a TPC	10.09***	7.55***	4.9***	2.92***	11***	8.2***	4.6***	4.4**
TPC no causa a LIBOR	6.88***	0.59	0.49	0.22	5.52**	0.27	0.44	0.34
LIBOR no causa a BCN	9.81***	4.19***	2.52**	1.43	9.81***	4.19***	2.52**	1.43
BCN no causa a LIBOR	1.97	0.25	1.17	1	1.97	0.25	1.17	1
LIBOR no causa a LIQ	0.96	3.91***	2.28**	1.44	0.96	3.91***	2.28**	1.44
LIQ no causa a LIBOR	2.51	1.15	1.71	1.22	2.51	1.15	1.71	1.22
LIQ no causa a BCN	6.48**	2.37*	1.81	2.24**	6.48**	2.37*	1.81	2.24**
BCN no causa a LIQ	0.54	2.55*	3.08***	2.06**	0.54	2.55*	3.1***	2.06**

Nota: *: se rechaza H0 con un 90% de confianza. **: se rechaza H0 con un 95% de confianza. ***: se rechaza H0 con un 99% de confianza. rez se refiere a rezagos.

Fuente: Elaboración propia.

TABLA A2: Test de Raíz Unitaria de DF aumentado

	Córdobas		Dólares	
	Sin tendencia ni intercepto			
	Niveles	Diferencias	Niveles	Diferencias
Tasa pasiva	-1.19	-12.91	-1.34	-8.02
Libor	-0.55	-8.29	-0.55	-8.29
Tasa BCN	-1.43	-14.53	-1.43	-14.53
	Con intercepto			
	Niveles	Diferencias	Niveles	Diferencias
	Tasa pasiva	-0.73	-13.04	-0.85
Libor	-1.14	-8.42	-1.14	-8.42
Tasa BCN	-1.73	-14.52	-1.73	-14.52
	Con tendencia e intercepto			
	Niveles	Diferencias	Niveles	Diferencias
	Tasa pasiva	-1.35	-12.91	-1.51
Libor	-1.71	-8.25	-1.71	-8.25
Tasa BCN	-2.62	-14.47	-2.62	-14.47

Nota: El ADF test se realizó para 12 rezagos bajo el SIC. El valor crítico al 5% de significancia es de -2.87.

Fuente: Elaboración propia.

TABLA A3: Test de Raíz Unitaria DF con cambio estructural

	Córdobas		Dólares	
	Niveles	Diferencias	Niveles	Diferencias
Tasa pasiva	-5.05	-17.7	-4.66	-17.49
Libor	-4.19	-9.03	-4.19	-9.03
Tasa BCN	-5.49	-15.04	-5.49	-15.04

Nota: El ADF with break point test se realizó para 12 lags bajo el SIC y se calcula sin tendencia. El valor crítico al 5 % de significancia es de -4.19.

Fuente: Elaboración propia

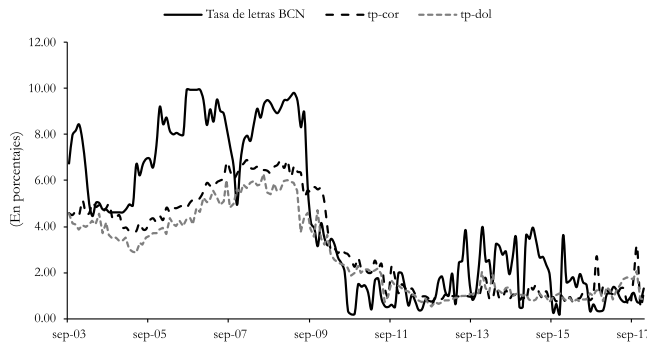
TABLA A4: Test de cointegración de Johansen

	Trace test		Max eigenvalor test	
	Ho: $r = 0$	Ho: $r \leq 1$	Ho: $r = 0$	Ho: $r \leq 1$
Córdobas (Yc)	47.10	14.81	32.29	14.81
Dólares (Yd)	34.23	14.39	19.84	14.39

Nota: Se hizo de un largo 1 lag para ambos vectores (córdobas y dólares; esto bajo el SIC, con el fin de reducir la pérdida de grados de libertad y, por tanto, la confiabilidad de las pruebas estadísticas. Se hizo la metodología asumiendo que no hay tendencia determinística, sino solamente intercepto. El valor crítico a 95 % de confianza para el test de Trace es de 15.41 (para $r = 0$) y 3.76 (para $r \leq 1$). El valor crítico a 95 % de confianza para el test de MaxE es de 14.09 (para $r = 0$) y 3.76 (para $r \leq 1$).

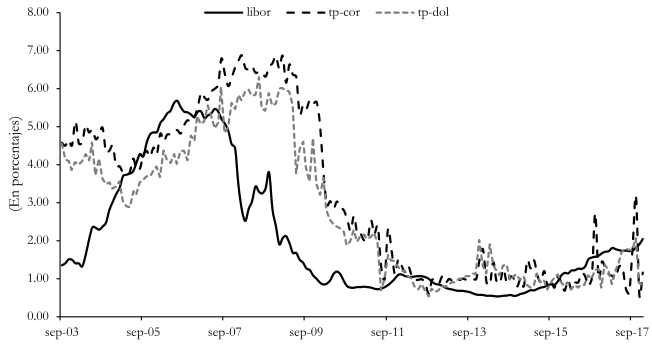
Fuente: Elaboración propia.

FIGURA A1: Dinámica de las tasas pasivas del SFN y la tasa Libor



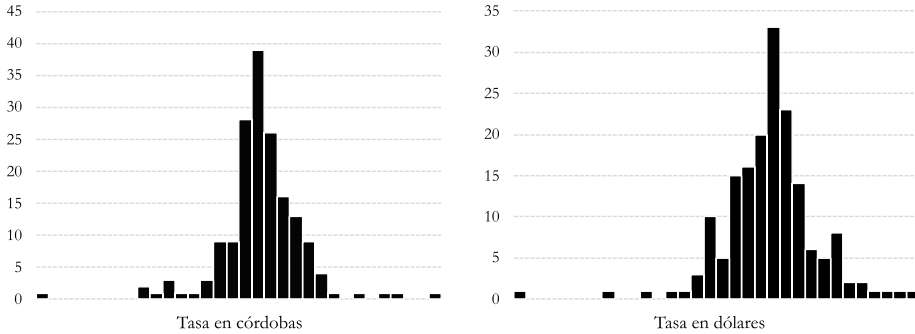
Fuente: Elaboración propia con base a estadísticas del BCN y FRED.

FIGURA A2: Dinámica de las tasas pasivas del SFN y la tasa de letras BCN



Fuente: Elaboración propia con base a estadísticas del BCN.

FIGURA A3: Normalidad de los residuos del modelo de corto plazo para las tasas pasivas



Nota: La distribución de los datos presenta un Jarque-Bera de 359.15 y 169.7 para el caso de la tasa en córdobas y dólares respectivamente, y la probabilidad de rechazar la hipótesis nula es de 0.000 para ambos casos.

Fuente:Elaboración propia con base a estadísticas del BCN.

Efectos de *shocks* de política fiscal en Nicaragua: evidencias de un análisis SVAR

Mario Alberto Aráuz Torres* y Néstor Adolfo Torres Betanco**

Resumen

En años recientes, el desempeño económico de Nicaragua demostró un impresionante dinamismo respecto a otros países. Sin embargo, el Instituto Nicaragüense de Seguridad Social (INSS) entró en déficit. El gobierno de Nicaragua efectuó importantes reformas, provocando protestas generalizadas, inestabilidad social, y contracción económica. La recaudación fiscal se redujo drásticamente, revelando un proceso recesivo en las finanzas públicas. Para superar esta situación, el gobierno ha implementado medidas de política fiscal, incluyendo ajustes del gasto, reformas tributarias y nuevas enmiendas de seguridad social. Empleando fundamentos teóricos de política fiscal, esta investigación ofrece evidencia, para el caso de Nicaragua, sobre los efectos de *shocks* de política fiscal en el producto. Utiliza un modelo estructural de vectores autorregresivos (SVAR), con datos trimestrales para 2006:1-2020:1. Los resultados se analizan y se cuantifican mediante funciones impulso-respuesta, sugiriendo que, en el contexto actual, la implementación de reformas fiscales es propensa a restricciones internas y externas.

Palabras claves: Nicaragua, *Shocks* de política fiscal, Modelos SVAR, Actividad económica.

Códigos JEL: B52, C54, E62.

* Gerencia de Investigaciones Económicas, Banco Central de Nicaragua (BCN). Para comentarios comunicarse al correo: marauz@bcn.gob.ni.

** Programa de maestría en Economía Aplicada, Pontificia Universidad Católica de Chile. Para comentarios comunicarse al correo: natorres1@uc.cl. Los autores agradecen los valiosos comentarios y aportes de Jorge Restrepo, Juan Carlos Treminio Torres, y Luis Manuel Padilla Larios. El contenido de este documento es responsabilidad exclusiva de sus autores y en ningún caso puede asumirse que refleja la posición oficial del BCN.

1. Introducción

Durante los últimos años, el desempeño económico de Nicaragua demostró un dinamismo impresionante respecto a otros países de Centroamérica. En el período 2010-2017, por ejemplo, la actividad económica fue testigo de tasas de crecimiento promedio del 5.1 por ciento (BCN 2018a, p.20). Asimismo, la gestión de las finanzas públicas fue prudente, alcanzando un resultado acumulado de 1.11 por ciento del Producto Interno Bruto (PIB, en adelante). El sector financiero demostró ser robusto, tanto el portafolio de préstamos como de depósitos creció en términos interanuales 18.4 por ciento y 14.2 por ciento, respectivamente. Este dinamismo económico tuvo lugar en un contexto de baja inflación, con tasas interanuales promedio de 5.98 por ciento en el período mencionado (BCN 2018b, p.46).

Sin embargo, el Instituto Nicaragüense de Seguridad Social (INSS, en adelante), ha operado con déficit desde 2013, lo que ha sido financiado con su fondo de reserva. Así, la participación de activos líquidos en dicho fondo se ha reducido significativamente, poniendo en riesgo la viabilidad del sistema de seguridad social. Para contrarrestar esta situación, el gobierno de Nicaragua efectuó importantes reformas aprobadas en abril de 2018. Esta medida desencadenó protestas sociales generalizadas, afectando la economía y la estabilidad del país, con implicaciones que prevalecen hasta el presente. Como resultado, ese año el PIB cayó a menos 3.8 por ciento, el consumo cayó 4.5 por ciento y la inversión cayó 23.6 por ciento (BCN 2018a, p. 7). Lo anterior, tuvo importantes consecuencias en las finanzas públicas por el déficit en la recaudación tributaria, afectando el financiamiento del Presupuesto General de la República (PGR, en adelante) en alrededor de USD367,7 millones, revelando el proceso recesivo en que las finanzas públicas incursionaron (BCN 2018b, p. 157).

Para superar esta situación, el gobierno de Nicaragua ha implementado importantes medidas de política fiscal, incluyendo un anteproyecto de ley para revisar y ajustar el PGR, una reforma tributaria y nuevas enmiendas de seguridad social. Sin embargo, identificar cuándo y cómo implementar nuevas medidas de política fiscal es realmente un desafío, ya que el éxito de su implementación dependerá del contexto social vigente y de las medidas económicas en curso (Boiciuc 2015, p. 1132). También se ha dicho que los factores políticos e institucionales juegan un papel fundamental en determinar las probabilidades de éxito de los esfuerzos fiscales y mantener una buena política fiscal en el tiempo i.e., evitar crisis fiscales (véase: Lavigne

2006, p. 3).

Reconociendo la importancia de una política fiscal sólida, este documento tiene como objetivo ofrecer evidencia, para el caso de Nicaragua, sobre los efectos de *shocks* de política fiscal en el producto para el período 2006:1 a 2020:1. Para ello, se utiliza un modelo estructural de vectores autorregresivos (SVAR, por sus siglas en inglés) de cuatro variables que incluye: el producto per cápita en términos reales (y_t), el gasto público per cápita en términos reales (g_t), los ingresos por impuestos per cápita reales (τ_t) y la tasa de inflación (π_t). Los resultados se analizan y se cuantifican mediante funciones de impulso-respuesta, empleando principios teóricos extraídos de la discusión reciente sobre política fiscal.

El resto del documento está organizado de la siguiente manera. La sección 2 proporciona una descripción general de la revisión de la literatura sobre política fiscal. La sección 3 presenta los datos y las variables utilizadas en el modelo. La Sección 4 describe el método y la especificación del modelo SVAR. La sección 5 ofrece los resultados empíricos y su discusión. Volviendo al objetivo de la investigación, la Sección 6 concluye.

2. Revisión de literatura

Tanto la política fiscal como la tienen efectos importantes en las decisiones de los agentes económicos y en la actividad económica en general (Boiciuc 2015, p. 1132; Burnside 2005, p. 30). Sin embargo, se ha dicho que, en comparación con esta última, la política fiscal merece especial atención, principalmente por su capacidad de incidir en la actividad económica (Daniel et al. 2006, p. 1; Doménech 2004, p. 1). La política fiscal busca asegurar un equilibrio presupuestario para mantener las finanzas públicas robustas y contribuir a la estabilidad macroeconómica (Villagómez 2014, p. 21). De hecho, los instrumentos de política fiscal, incluyendo el gasto público focalizado y los impuestos, forman parte de las principales herramientas macroeconómicas a disposición de los gobiernos para fomentar el crecimiento, mejorar la estabilidad macroeconómica y conseguir resultados sociales sostenibles (Garry & Rivas 2017, p. 7; Shahid & Naved 2010, p. 497; Ravnik & Žilić 2011, p. 26).

No obstante, el panorama de investigación referente a política fiscal, en particular para entender y explicar los efectos de *shocks* de política en la actividad económica, no parece estar suficientemente elaborado (Auerbach & Gorodnichenko 2012, p. 3; Ravnik & Žilić 2011, p. 26). En efecto, los estu-

dios realizados en este campo de investigación muestran que los resultados a corto y a largo plazo de la política fiscal aún son diversos (Auerbach & Gorodnichenko 2012, p. 3; Giordano et al. 2007, p. 707; De-Castro & Hernández 2006, p. 5). Como se elabora en esta sección, dicha heterogeneidad está en línea con dos fundamentos teóricos principales y divergentes en la literatura económica i.e., la teoría nekeynesiana y la teoría neoclásica (Boiciuc 2015, p. 1132; Jemec et al. 2011, p. 4).

El enfoque nekeynesiano explica la política fiscal como una herramienta para contrarrestar crisis o recesión económica a través de políticas fiscales expansivas i.e., aumentos en el gasto público que, según sus fundamentos tienen un efecto positivo en la demanda agregada y la demanda laboral, de modo que, tanto el consumo como los salarios aumentarán (Blanchard & Perotti 2002, p. 1329). Por otra parte, el enfoque neoclásico sugiere que un *shock* de política fiscal positivo se considera un *shock* de riqueza negativo, porque ya sea ahora o en el futuro, el aumento del gasto público deberá financiarse con impuestos más altos (Boiciuc 2015, p. 1132; Ramey 2011, p. 1). De acuerdo con este supuesto, la política fiscal expansiva aumenta el producto en el corto plazo, con importantes implicaciones en el largo plazo que se traducen en medidas de política que afectan los componentes del consumo y la inversión privada (Botero et al. 2012, p. 2).

En yuxtaposición con lo anterior, en los modelos de crecimiento endógeno, el motor del crecimiento económico es la formación de capital humano (Lucas 1988), el desarrollo del conocimiento (Romer 1986, 1990) y la tecnología (Grossman & Helpman 1991; Aghion & Howitt 1992). Bajo esta perspectiva, la acumulación de cualquiera de estos activos es el resultado de la toma de decisiones acertadas de los actores económicos. Esto posibilita que la política fiscal afecte la tasa de crecimiento de largo plazo, ya sea a través de *shocks* fiscales o *shocks* de impuestos, que influyen en las decisiones de las empresas privadas de invertir en la formación de capital humano (Chamorro 2017, p. 80).

Este debate teórico ha animado a investigadores a estudiar los efectos dinámicos de los cambios en el gasto público y los impuestos sobre el producto, tanto en economías desarrolladas como emergentes. Utilizando un enfoque SVAR, Blanchard & Perotti (2002) encuentran que *shocks* positivos del gasto público en la economía de EE. UU., tienen un efecto positivo en el producto, mientras que los *shocks* positivos de impuestos i.e., un aumento de la carga fiscal, tienen un efecto negativo (Blanchard & Perotti 2002, pp. 1330-1331).

Aunque los signos de estos hallazgos son consistentes para cada modelo estimado, la magnitud y persistencia en el tiempo, depende de consideraciones y suposiciones sobre el modelo e.g., el uso de tendencias temporales deterministas o estocásticas (Ibid, p. 1331). En cuanto a los efectos sobre los componentes del producto, también encuentran que, si bien el consumo privado responde igual que el producto, la inversión privada suele presentar un efecto *crowding out*, ya sea por aumentos del gasto público o impuestos, en contraposición con la teoría keynesiana.

En su estudio sobre los efectos económicos de los *shocks* fiscales en España, De-Castro & Hernández (2006) llegan a resultados similares. Estos autores sostienen que la política fiscal es capaz de estimular la actividad económica a través de expansiones del gasto a costa de una mayor inflación y déficits públicos, y menor producto en el mediano plazo. Asimismo, encontraron que los intentos de lograr la consolidación fiscal mediante el aumento de la carga tributaria podrían fracasar y, dadas las interrelaciones dinámicas entre los ingresos y el gasto público, es probable que impliquen déficits aún mayores en el futuro (De-Castro & Hernández 2006, p. 6). Más importante aún, tales instrumentos de política pueden desacelerar la actividad económica en el mediano plazo (Ibid). Por tanto, las políticas fiscales expansivas pueden causar inflación, contrarrestar al sector privado, crear incertidumbre y volatilidad, limitando el crecimiento económico como plantean Sanjeev et al. (2004, p.1).

En el caso de Croacia, Ravnik & Žilić (2011, p. 43) encuentran que un *shock* de ingresos i.e., un aumento en la carga tributaria, a corto plazo, inicialmente aumenta la tasa de inflación y también reduce la tasa de interés, mientras que después de un año, la estabilización ocurre en el nivel inicial. Asimismo, un *shock* de gasto i.e., un aumento del gasto público disminuye la inflación en el corto plazo, mientras que en el mediano plazo la inflación aumenta por encima del nivel inicial, y la tasa de interés se comporta en sentido contrario (Ibid, p. 44). Como se ha señalado anteriormente, esto está en línea con los hallazgos de la investigación realizada por De-Castro & Hernández (2006) para el caso de España, donde se encuentran respuestas similares tanto para la inflación como para las tasas de interés.

Boiciuc (2015) analiza los efectos de un *shock* de gasto público y un *shock* de ingresos fiscales sobre la actividad económica, aplicando un modelo de vectores autorregresivos (VAR, en adelante) con datos de Rumanía. Se encontró que la implementación de la política fiscal es efectiva y logra los objetivos fundamentales, ya que los *shocks* de política estimulan el producto real (Boi-

ciuc 2015, p. 1136). No obstante, se encuentra que los multiplicadores fiscales son más pequeños si se comparan con los multiplicadores fiscales obtenidos para las economías desarrolladas, en línea con la teoría keynesiana e.g., el caso de los multiplicadores fiscales encontrados por Blanchard & Perotti (2002). Asociado con esto, Mendieta (2017a, p. 20) encuentra, para el caso de Nicaragua, que los *shocks* de política fiscal pueden ralentizar la actividad económica medida por el Índice Mensual de Actividad Económica (IMAE, en adelante). Como se ha visto, es evidente que la política fiscal afecta el crecimiento económico. Sin embargo, el signo y la magnitud de los efectos de los diferentes instrumentos de política fiscal siguen siendo ambiguos (Shahid & Naved 2010, p. 498).

Baum & Koester (2011), aplican para el caso de Alemania un VAR umbral, basado en la brecha del producto como variable umbral, pues divide el desarrollo económico en fases de sub y sobreutilización, los dos regímenes bajo los cuales creen que los efectos de los estímulos fiscales difieren. La investigación muestra que los multiplicadores fiscales a corto plazo en Alemania son, en general, moderados y que el estado del ciclo económico es muy importante para los efectos de *shocks* de política fiscal (Baum & Koester 2011, p. 4). En particular, encuentran que los multiplicadores del gasto son mucho mayores en épocas de una brecha del producto negativa, pero tienen un efecto muy limitado en épocas de una brecha del producto positiva. Las políticas de ingresos discrecionales, por otro lado, suelen tener un efecto más limitado. Con respecto al ciclo, su impacto es mayor cuando la brecha del producto está por encima que cuando está por debajo de su producto potencial (Ibid).

Según Baum & Koester (2011), el efecto de *shocks* de política fiscal no es lineal i.e., depende del estado del ciclo económico en el que se produce el *shock*. Por ejemplo, en épocas de una brecha del producto negativa, la implementación de medidas fiscales, como transferencias gubernamentales y reducción de impuestos, estimulará la actividad económica debido a una restricción crediticia de los agentes económicos. Por el contrario, en épocas de una brecha del producto positiva, los estímulos fiscales tienden a generar un efecto *crowding out* sobre el consumo y la inversión privada (Baum & Koester 2011, p. 2). Si bien estos resultados están en línea con los encontrados por Auerbach & Gorodnichenko (2012, p. 18), al concluir que el impacto de las políticas de gasto para la economía estadounidense es mayor cuando la economía está en recesión, no es prudente generalizar, ya que el tamaño del impacto del gasto fiscal puede variar según el país. Esto significa que los efectos de la política fiscal expansiva o contractiva varían no solo por el

estado del ciclo económico, sino también, por factores contextuales propios de cada país.

Por ello, [Amaya \(2018, p. 152\)](#) sugiere que, en el caso de los países en desarrollo, es importante respaldar la implementación de políticas fiscales con estrategias que fortalezcan el consumo de productos internos, la transferencia de recursos a los hogares, aprovechar períodos de expansión económica y generar expectativas en los actores económicos. Para otros, los grandes desequilibrios entre los ingresos del gobierno y el gasto público deben sopesarse con el desempeño económico y el bienestar social a corto y mediano plazo ([Alesina et al. 2019, p. 1](#)). Esto conduce a las políticas de austeridad, que indican que para paliar los altos niveles de endeudamiento es necesario implementar medidas de política para recortar el gasto público, aumentar los impuestos, o ambos (véase [Lorca-Susino 2013, pp. 4-5](#)). Lo anterior ha empujado a [Alesina et al. \(2019, pp. 3-4\)](#), a enfocar la discusión reciente en dos tipos de austeridad i.e., una basada en aumentos de impuestos y la otra basada en recortes de gastos. Sin embargo, los autores advierten que las decisiones basadas en aumentos de impuestos son significativamente recesivas en el corto y mediano plazo, mientras que las basadas en recortes de gastos son más efectivas, ya que las pérdidas en el producto son insignificantes y, en promedio, tienden a ser nulas (*Ibid*).

Con base en lo anterior, estos autores encuentran que las respuestas del producto tienen diferencias significativas entre los planes de austeridad que se basan principalmente en aumentos de impuestos y aquellos que se basan principalmente en recortes en los gastos ([Thornton 2019, p. 101](#)). Así, los primeros son profundamente recesivos a corto y medio plazo y son ineficaces para abordar los problemas de la deuda. En contraste, los últimos no son profundamente recesivos en el corto y mediano plazo y son efectivos para abordar los problemas de la deuda, incluso pueden conducir a una expansión económica (*Ibid*, p. 102). Adicionalmente, se encontró que, independientemente de que estos planes se implementen en tiempos de recesión o expansión, la diferencia prevalece. Esto significa que es mucho mejor y más rentable implementar planes de austeridad destinados a recortar el gasto público, si en verdad se quiere causar el menor efecto posible en el producto y reducir los riesgos potenciales de crisis de deuda (*Ibid*).

3. Los datos

Los datos utilizados son de corte trimestral, donde el rango de la muestra abarca desde 2006:1 hasta 2020:1. El modelo base es un VAR de cuatro variables que incluye el gasto público per cápita en términos reales (g_t), el producto per cápita real (y_t), la tasa de inflación (π_t)¹ y los impuestos netos per cápita en términos reales (τ_t)². En línea con la literatura relacionada (e.g., Blanchard & Perotti 2002; Caldara & Kamps 2008), los impuestos netos incluyen los ingresos corrientes del gobierno, menos las transferencias corrientes y los pagos de intereses. Lo mismo aplica para el caso del gasto fiscal. Las variables fiscales, ingresos y gastos netos, corresponden al Gobierno Central de Nicaragua. Todas las series, con excepción de la inflación, han sido expresadas en términos logarítmicos, por lo que, en adelante se hace referencia al logaritmo de los ingresos fiscales reales per cápita, como ingresos fiscales o ingresos. Lo mismo aplica para el logaritmo del gasto público real per cápita y el logaritmo del PIB real per cápita.

El *set* de datos proviene del sitio web del Banco Central de Nicaragua (BCN)³, y todas las variables utilizadas, excepto la tasa de inflación, están expresadas en Córdobas reales, ya que se utiliza el deflactor del PIB⁴ para ajustar los datos nominales. Para realizar las estimaciones del modelo, las variables se ajustaron estacionalmente⁵ y se transformaron en términos logarítmicos, siguiendo la literatura relacionada (véase Blanchard & Perotti 2002; Wolff et al. 2006; Caldara & Kamps 2008). Para analizar la manera en que las protestas sociales desencadenadas en abril de 2018 podrían incidir la forma en que los movimientos fiscales (como el aumento del gasto o los impuestos) afectan el producto, se estudió las reacciones del producto ante *shocks* fiscales antes y después de abril de 2018. Estos resultados se discuten en mayor detalle en las siguientes secciones.

¹Derivada de la diferencia del Índice de Precios del Consumidor (IPC), base 2006.

²El conjunto de variables utilizadas está en línea con la literatura relacionada (e.g., Blanchard & Perotti 2002; Perotti 2005; Caldara & Kamps 2008). Para definir las variables fiscales y el PIB en términos per cápita se utilizó la serie de la población de Nicaragua publicada por el Banco Mundial (2020), la cual se transformó en términos trimestrales considerando un cambio lineal trimestral equivalente, para el cambio anual poblacional.

³Website BCN.

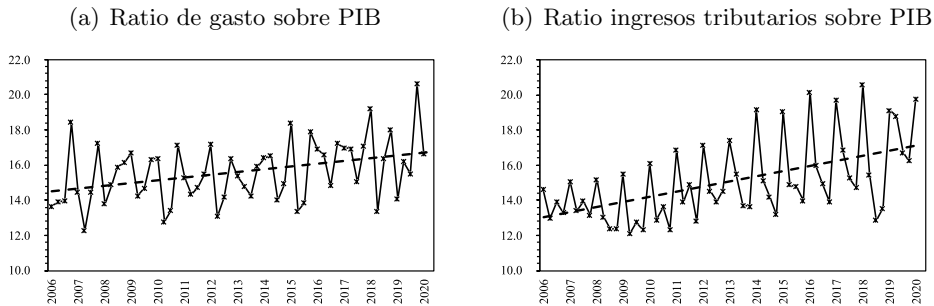
⁴Este deflactor se basa en el nivel de precios de 2006.

⁵Utilizando el método de ajuste estacional Census X-13.

3.1. Análisis descriptivo

En la Figura 1 muestra la evolución de la razón gasto e impuestos sobre el PIB durante el período 2006:1-2020:1. En ella, se puede apreciar que desde 2006, la proporción en ambos casos ha aumentado de forma sostenida. En particular, Nicaragua ha sido el único país de la región centroamericana en el cual los ingresos fiscales aumentaron luego de la crisis financiera internacional, lo cual demuestra el fuerte dinamismo de la economía nicaragüense en los últimos años (Garry & Rivas 2017, p. 11). Para el caso del gasto, su participación el producto en promedio ha sido de 15.6 por ciento, mientras que la participación de los impuestos ha sido de 15.1 por ciento (Tabla A1)⁶. Sin embargo, estas razones están por debajo de las proporciones del gasto y los impuestos sobre el PIB en los países desarrollados, tal como se indica en Ilzetzki et al. (2013).

FIGURA 1: Evolución del Gasto e Impuestos, sobre PIB



Nota: La línea punteada indica una tendencia lineal. Variables expresadas en términos reales. Indicadores fiscales del balance del Gobierno Central de Nicaragua.

Fuente: Elaboración propia, con base en datos del BCN (2020).

Se puede observar que la varianza del gasto sobre el PIB (2.9 en la muestra), es menor que la varianza de los impuestos sobre el PIB (4.9 en la muestra). Esta última se agravó a raíz de las protestas sociales desencadenadas en abril de 2018, ya que la actividad económica se vio afectada de forma importante, lo que afectó de forma directa la recaudación (ver Figura 2). La reducida razón de gasto e impuestos sobre el PIB, podría ser indicio de que los re-

⁶A pesar de su reducida participación como porcentaje del producto, el gasto y la recaudación de impuestos en términos reales han crecido a una tasa superior a la tasa de crecimiento del PIB. Ver Tabla A1.

sultados de diferentes *shocks* a estas variables fiscales podrían ser pequeños, como se evidencia en la literatura relacionada (véase: Ilzetzki et al. 2013; Estevão & Samaké 2013).

4. Aspectos metodológicos

Desde el trabajo pionero de Sims (1980), el uso de vectores autorregresivos (VAR), se ha convertido en una herramienta popular para el análisis macroeconómico. Sin embargo, mientras existe abundante literatura sobre los efectos de *shocks* de política monetaria en variables macroeconómicas, solo unos pocos investigadores han estudiado los efectos macroeconómicos de los *shocks* de política fiscal utilizando modelos VAR (Wolff et al. 2006, p.4). En esta sección se describe el modelo VAR utilizado en este estudio, así como las distintas estrategias de identificación de los efectos de *shocks* en variables fiscales (Enfoque Recursivo y Enfoque Blanchard-Perotti), considerando parte de los avances en materia de análisis macroeconómico de política fiscal de los últimos años.

4.1. El modelo

El modelo VAR en su forma reducida se puede expresar como:

$$Y_t = \mu_0 + A(L)Y_{t-1} + u_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

donde μ_0 es un vector de términos constantes⁷, Y_t es un vector $N \times 1$ que incluye las siguientes variables: el gasto público real per cápita (g_t); el PIB real per cápita (y_t); la tasa de inflación (π_t) y los ingresos fiscales reales per cápita (τ_t). En este modelo, $A(L)$ es un polinomio de rezago de cuarto orden⁸. Finalmente, u_t es un vector de innovaciones de $N \times 1$ en su forma

⁷En este término se incluyen variables *dummy* que capturan la dependencia de cada trimestre, variables de tendencia lineal y cuadrática, además de variables dicotómicas que capturan el efecto de la crisis financiera internacional de 2008-2009, así como la crisis socio-política que experimentó Nicaragua a partir de abril de 2018.

⁸Se elige un polinomio de rezagos de cuarto orden considerando que tres de los cinco criterios informativos se optimizan con esa cantidad de rezagos (para más detalles revisar la Tabla A2). La elección de un polinomio de rezagos de cuarto orden podría darse de forma discrecional considerando que se trabaja con datos trimestrales, pues como argumentan Blanchard & Perotti (2002, p. 1332): “la razón de permitir una dependencia de cuarto orden en los coeficientes, es para controlar la presencia de patrones estacionales en la respuesta de ciertos impuestos a la actividad económica”.

reducida, que incluye perturbaciones independientes e idénticamente distribuidas, con media igual a un vector $N \times 1$ de ceros y varianza $\Sigma = E(U_t U_t')$.

Por el hecho que las perturbaciones del VAR en su forma reducida están generalmente correlacionadas, es necesario transformar la forma reducida del modelo en un VAR estructural (SVAR). Al multiplicar la ecuación (1) por la matriz $(k \times k)$ y A_0 , se obtiene la forma estructural de la siguiente manera:

$$A_0 Y_t = A_0 \mu_0 + A_0 A(L) Y_{t-1} + B e_t \quad (2)$$

Donde $B e_t = A_0 u_t$ define la relación entre las innovaciones reducidas u_t y las perturbaciones estructurales e_t . En el modelo estructural, se asume que las perturbaciones e_t no están correlacionadas entre sí, entonces la matriz de varianza-covarianza de las perturbaciones estructurales es diagonal. La matriz A_0 describe la relación contemporánea entre las variables incluidas en el vector de variables endógenas Y_t . En la literatura, esta representación del modelo en su forma estructural a menudo se denomina modelo AB (Caldara & Kamps 2008, p. 12). Sin imponer restricciones a los parámetros de las matrices A_0 y B , no es posible identificar el modelo en su forma estructural. Por ello, a continuación se describen las estrategias de identificación utilizadas en las estimaciones empíricas de este estudio.

4.2. Enfoque recursivo

Este enfoque restringe A_0 a una matriz triangular inferior con una diagonal de valores unitarios, y la matriz B está restringida a una matriz de identidad k -dimensional. En línea con Lütkepohl (2005), esto implica que la descomposición de la matriz de varianza-covarianza es $\Sigma_u = A_0^{-1} \Sigma_e (A_0^{-1})'$. Esta descomposición se obtiene a partir de la descomposición de Cholesky, donde $\Sigma_u = P P$, al definir una matriz diagonal D que tiene la misma diagonal que la matriz P y al especificar $A_0^{-1} = P D^{-1}$ y $\Sigma_e = D D$, los elementos de la diagonal principal de D y P son la desviación estándar de los choques estructurales. Este enfoque de identificación implica un ordenamiento con base en el 'grado de exogeneidad' de las variables incluidas en el sistema, por tanto, la forma en que se ordenan las variables tiene diferentes implicaciones⁹.

⁹El número de restricciones para identificar el sistema debe ser igual a $(k^2 - k)/2$. En este caso, se tiene que imponer 6 restricciones ya que existen 4 variables. Se puede notar que hay $k!$ posibilidades de orden distintas. La forma en que se ordenan las variables depende de la teoría económica o de los supuestos que se hacen sobre el modelo.

En este estudio (al considerar un *shock* de gasto), las variables se ordenan de la siguiente manera: la variable gasto de gobierno se ordena primero, el PIB se ordena de segundo, la inflación se ordena de tercero y los impuestos se ordenan en cuarto lugar; similar a lo que se evidencia en la literatura relacionada, además de considerar aspectos de la teoría económica (ver: [Caldara & Kamps 2008](#); [Boiciuc 2015](#)). Así, la relación entre las innovaciones de forma reducida u_t y las perturbaciones estructurales e_t , toma la siguiente forma matricial¹⁰:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ -\alpha_{yg} & 1 & 0 & 0 \\ -\alpha_{\pi g} & -\alpha_{\pi y} & 1 & 0 \\ -\alpha_{\tau g} & -\alpha_{\tau y} & -\alpha_{\tau \pi} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^g \\ u_t^y \\ u_t^\pi \\ u_t^\tau \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^g \\ e_t^y \\ e_t^\pi \\ e_t^\tau \end{bmatrix} \quad (3)$$

Este ordenamiento supone que la variable de gasto no responde de forma contemporánea a *shocks* en otras variables del sistema; por su parte, el producto responde solamente a movimientos contemporáneos en el gasto público, pero no responde de forma inmediata a movimientos en los impuestos o en la tasa de inflación. La tasa de inflación puede responder de forma contemporánea a *shocks* en el PIB o en el gasto de gobierno, pero no responde ante movimientos en los impuestos. Finalmente, los impuestos responden ante *shocks* contemporáneos en todas las demás variables. Se debe notar que, luego de transcurrido el primer trimestre, las variables pueden interactuar libremente ante un determinado *shock*.

Dado que las decisiones de gasto normalmente toman tiempo, como señalan [Blanchard & Perotti \(2002\)](#), es razonable pensar que, de forma contemporánea, movimientos en el PIB podrían no afectar al gasto del Gobierno, como sí podrían afectar la recaudación de impuestos, pues estos últimos guardan una fuerte relación de dependencia con lo que sucede con la actividad económica. Así como fluctuaciones en el desempeño económico pueden generar efectos contemporáneos en los impuestos, también los *shocks* inflacionarios podrían tener efectos similares, debido a que ello puede afectar la base impositiva en términos reales y en consecuencia la recaudación¹¹.

¹⁰Los resultados del estudio no son sensibles al ordenamiento de las variables bajo el enfoque recursivo.

¹¹Para una mayor discusión, véase el estudio de [Caldara & Kamps \(2008\)](#).

4.3. Enfoque Blanchard-Perotti

Además del enfoque de identificación recursivo, en la literatura se ha empleado comúnmente el método de identificación introducido y desarrollado por [Blanchard & Perotti \(1999\)](#) y [Blanchard & Perotti \(2002\)](#). De acuerdo con estos autores, los modelos VAR constituyen una de las mejores herramientas para el estudio de *shocks* de política fiscal por al menos dos razones. En primer lugar, a diferencia de las variables monetarias, las variables fiscales cambian por muchas razones, donde la estabilización del producto rara vez predomina, lo que indica presencia de *shocks* fiscales exógenos a movimientos en el producto. En segundo lugar, las decisiones y los retrasos en la implementación de la política fiscal implican que, con frecuencia, digamos, dentro de un trimestre, hay poca o ninguna respuesta discrecional de la política fiscal ante movimientos contemporáneos inesperados en la actividad económica ([Blanchard & Perotti 2002](#), p. 1330). La idea principal es aprovechar los retrasos en las decisiones de política fiscal para evaluar el impacto de los *shocks* discretos de dicha política que no se ven afectados por las variables macroeconómicas del modelo VAR, para obtener así los efectos macroeconómicos puros ante los *shocks* fiscales ([Wolff et al. 2006](#), p. 4).

[Blanchard & Perotti \(2002\)](#) argumentan que los gobiernos no pueden reaccionar dentro del mismo trimestre a los movimientos macroeconómicos, ya que las decisiones de política fiscal toman algún tiempo, por ejemplo, involucrando a muchos agentes del parlamento, la participación del sector privado y de la sociedad civil. Esto implica que, como discuten [Wolff et al. \(2006\)](#), las reacciones de la política fiscal son solo el resultado de las llamadas respuestas ‘automáticas’. Así, el comportamiento de la política fiscal en un trimestre determinado que no refleja respuestas automáticas, se considera como *shock* estructural, el cual es exógeno a la economía. Esto permite estudiar el impacto puro de esos *shocks* fiscales sobre los principales indicadores macroeconómicos, llámese, PIB o inflación. Siguiendo la identificación de [Blanchard & Perotti \(2002\)](#), y adaptándola al caso de estudio, la relación entre las innovaciones de forma reducida u_t y las perturbaciones estructurales e_t se puede representar como:

$$u_t^g = \alpha_{gy}u_t^y + \alpha_{g\pi}u_t^\pi + \beta_{g\tau}e_t^\tau + e_t^g \quad (4)$$

$$u_t^y = \alpha_{yg}u_t^g + \alpha_{y\tau}u_t^\tau + e_t^y \quad (5)$$

$$u_t^\pi = \alpha_{\pi g}u_t^g + \alpha_{\pi y}u_t^y + \alpha_{\pi\tau}u_t^\tau + e_t^\pi \quad (6)$$

$$u_t^\tau = \alpha_{\tau y}u_t^y + \alpha_{\tau\pi}u_t^\pi + \beta_{\tau g}e_t^g + e_t^\tau \quad (7)$$

En línea con Blanchard & Perotti (2002) y Caldara & Kamps (2008); e_t^g , e_t^y , e_t^π y e_t^τ son *shocks* estructurales que no están correlacionados entre sí. De este modo, se trata de capturar esos *shocks* para evaluar su impacto potencial en el producto, por ejemplo. La ecuación (7) indica que los movimientos inesperados en los ingresos fiscales pueden obedecer a: (i) movimientos inesperados en el producto, capturados por el coeficiente $\alpha_{\tau y}$; (ii) movimientos inesperados de la inflación $\alpha_{\tau\pi}$; (iii) movimientos inesperados en el gasto público $\beta_{\tau g}$; y (iv) *shocks* estructurales en los propios impuestos. Se puede realizar la misma interpretación para el resto de las ecuaciones. De acuerdo con Caldara & Kamps (2008), así como Blanchard & Perotti (2002), en la ecuación (5) se considera que los movimientos inesperados del producto pueden resultar de movimientos inesperados del gasto público (α_{yg}) y movimientos inesperados de los impuestos ($\alpha_{y\tau}$). Bajo algunos supuestos discutidos más adelante, estos dos coeficientes representan el multiplicador del gasto público y el multiplicador de los ingresos fiscales.

Previo a imponer restricciones, es posible notar que el sistema no está identificado porque se necesitan 6 parámetros, mientras el sistema tiene 11. En este caso, a diferencia del enfoque recursivo, no es posible imponer únicamente restricciones de ceros en los parámetros para identificar el sistema, tal como señalan Caldara & Kamps (2008). Así, se usa la estrategia propuesta por Blanchard & Perotti (2002) para estimar α_{yg} y $\alpha_{y\tau}$. Según Blanchard & Perotti (2002), α_{gy} representa la elasticidad del producto con respecto al gasto del gobierno. Los autores argumentan que en el mismo trimestre el producto no afecta el gasto del gobierno porque la decisión de gasto toma algún tiempo en ocurrir, entonces $\alpha_{gy} = 0$ bajo este supuesto¹². Para estimar α_{yg} y $\alpha_{y\tau}$, se necesita usar variables instrumentales porque existe un problema de ecuaciones simultáneas, como se puede ver en la ecuación 5. Tal como en Blanchard & Perotti (2002), se definen los instrumentos (cíclicamente ajustados) para los ingresos fiscales y el gasto público de la siguiente manera:

$$u_t^{g'} = u_t^g - (\alpha_{gy} \cdot u_t^y + \alpha_{g\pi} \cdot u_t^\pi) = u_t^g - (\alpha_{g\pi} \cdot u_t^\pi) \quad (8)$$

¹²En este estudio se utiliza el valor de $\alpha_{\tau y}=2.08$, como en Blanchard & Perotti (2002). Los valores de $\alpha_{\tau\pi}$ y $\alpha_{g\pi}$ se suponen al igual que en Caldara & Kamps (2008). En particular, se incorpora un valor de $\alpha_{\tau\pi}=1.25$ y $\alpha_{g\pi}=-0.5$. Según los autores, el coeficiente que relaciona gasto e inflación es negativo, argumentando que choques inflacionarios reducen en términos reales los salarios de empleados públicos (36% del gasto en este caso), los cuales no se ajustan de forma contemporánea a cambios inflacionarios. Los resultados no varían ante cambios en estos parámetros.

$$u_t^{\tau'} = u_t^{\tau} - (\alpha_{\tau y} \cdot u_t^y + \alpha_{\tau \pi} \cdot u_t^{\pi}) = u_t^{\tau} - (\alpha_{\tau y} \cdot u_t^y + \alpha_{\tau \pi} \cdot u_t^{\pi}) \quad (9)$$

Por el hecho de considerar la no existencia de una relación contemporánea entre el producto y el gasto público en el mismo trimestre ($\alpha_{gy} = 0$), se tiene que el *shock* estructural y no correlacionado sobre el gasto público es similar al *shock* de forma reducida como se puede ver en la ecuación 8. Al considerar un *shock* en los ingresos fiscales, como argumentan Blanchard & Perotti (2002), no parece razonable pensar que el gasto público respondería en el mismo trimestre a un *shock* de esta naturaleza, por tanto, en este escenario $\beta_{\tau g} = 0$ y se estima $\beta_{g\tau}$. Por el contrario, si se quiere evaluar el efecto de un *shock* de gasto público sobre el producto, se asume que $\beta_{g\tau} = 0$ y, por tanto, se estima $\beta_{\tau g}$. Los resultados indican que $\alpha_{y\tau} = -0,07$ con un p -value = 0,19. Por otro lado, se encuentra que $\alpha_{yg} = 0,08$ con un p -value = 0,00. En forma matricial, bajo la estrategia de identificación de Blanchard-Perotti, se tiene la siguiente representación:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & -\alpha_{g\pi} & 0 \\ -\alpha_{yg} & 1 & 0 & -\alpha_{y\tau} \\ -\alpha_{\pi g} & -\alpha_{\pi y} & 1 & -\alpha_{\pi\tau} \\ 0 & -\alpha_{\tau y} & -\alpha_{\tau\pi} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^g \\ u_t^y \\ u_t^{\pi} \\ u_t^{\tau} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ \beta_{\tau g} & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^g \\ e_t^y \\ e_t^{\pi} \\ e_t^{\tau} \end{bmatrix} \quad (10)$$

4.4. Propiedades de las series

Debido a que las series poseen raíz unitaria en niveles (Tabla 1), y además no se evidencia presencia de cointegración,¹³ se realizan las estimaciones del SVAR en primeras diferencias logarítmicas, con series transformadas que son estacionarias. Ello garantiza estabilidad en los resultados con respecto a las estimaciones en niveles y en diferencias de niveles¹⁴.

¹³La prueba de cointegración de Johansen indica que no hay presencia de cointegración en ninguna de las variables incluidas en el sistema. Los residuos resultantes de la relación entre las variables del sistema sin ningún grado de transformación, no son estacionarios, por tanto, se puede estimar un modelo VAR, de lo contrario se debería estimar un modelo de Vector de Corrección de Errores (VEC), como señala Restrepo (2020).

¹⁴Notar que este tipo de estimaciones de modelos SVAR en diferencias o diferencias logarítmicas es común en la literatura relacionada e.g., Blanchard & Perotti (2002); Boiciuc (2015); Garry & Rivas (2017); Restrepo (2020).

TABLA 1: Estacionariedad de las Series

Variable	Probabilidad	$t - statistic$	Valor Crítico		
			1%	5%	10%
PIB	0.816	0.484	-2.614	-1.948	-1.612
Gasto	1.000	3.746	-2.609	-1.947	-1.613
Impuestos	0.850	0.636	-2.615	-1.948	-1.612
Dif. (PIB)	0.016	-2.427	-2.610	-1.947	-1.613
Dif. (Gasto)	0.000	-10.087	-2.608	-1.947	-1.613
Dif. (Impuestos)	0.000	-11.985	-2.608	-1.947	-1.613

Nota:—Mediante estimaciones del test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). La hipótesis nula indica presencia de raíz unitaria en la serie. No incluye tendencia e intercepto.

Fuente: Elaboración propia.

5. Resultados

Previo al análisis del impacto de los distintos *shocks* a variables fiscales sobre los indicadores macroeconómicos de interés i.e., PIB e inflación, se presenta el efecto causal de las protestas desencadenadas en abril de 2018, con el objetivo de evidenciar la magnitud de su efecto. Similarmente, para considerar análisis de sensibilidad de los resultados, debido a que la magnitud de ese *shock* y el quiebre estructural que provocó (Figura 2), podría sesgar los resultados que de aquí se puedan derivar.

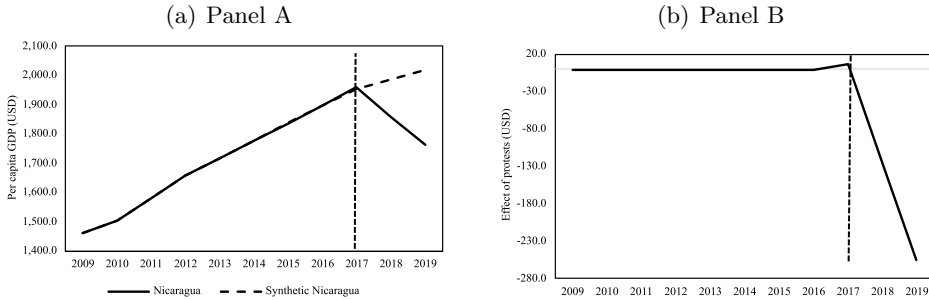
5.1. El efecto de las protestas

Antes de analizar los principales resultados de los *shocks* de política fiscal, es importante mostrar de forma breve, las estimaciones del efecto causal de las protestas socio-políticas desencadenadas en abril de 2018 sobre el producto real per cápita. El efecto causal es estimado mediante el método de control sintético desarrollado por [Abadie & Gardeazabal \(2003\)](#), [Abadie et al. \(2010\)](#) y [Abadie et al. \(2015\)](#). Con este método es posible simular un contrafactual de lo que hubiese sucedido en ausencia de protestas (todos los aspectos metodológicos sobre este enfoque se presentan en el Anexo A.1).

Los resultados se muestran en la Figura 2, donde claramente se aprecia que las protestas socio-políticas tuvieron un efecto significativo en el producto per cápita (véase Panel A en la Figura 2). En particular, se encuentra que, en ausencia de protestas, el producto real per cápita habría crecido a una tasa de 1.7 y 1.8 por ciento en 2018 y 2019, respectivamente. Cuando se

contrasta con la tasa de crecimiento observada del producto real per cápita, la diferencia estimada es cercana a 7.0 puntos porcentuales (véase Panel B en la Figura 2). Esto evidencia que el *shock* a la economía real fue, sin lugar a dudas, importante.

FIGURA 2: Efecto de las Protestas Socio-políticas



Nota:—La línea continua en el Panel A muestra el producto real per cápita observado de Nicaragua durante el período 2009-2019, y la línea punteada representa la serie estimada del producto, utilizando una muestra mundial de países que tienen un nivel de producto per cápita similar al de Nicaragua. El panel B muestra la diferencia entre la serie real y la estimada, que representa el efecto causal de las protestas socio-políticas en producto real per cápita. La línea vertical indica el año anterior a la ocurrencia de las protestas.

Fuente: Elaboración propia.

5.2. Shock de gasto

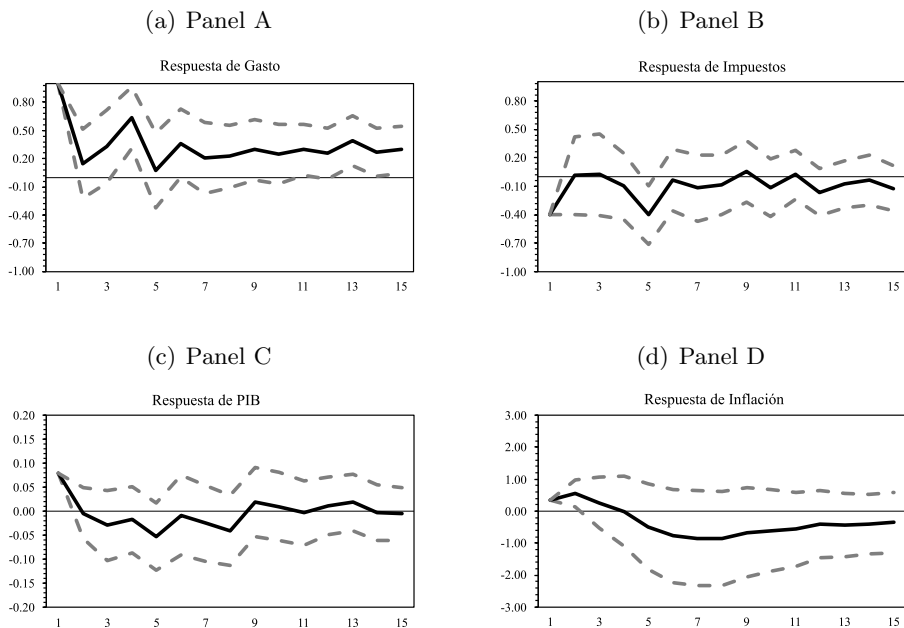
Utilizando el Enfoque Recursivo, en la Figura 3 se muestra la respuesta de las variables del sistema ante un *shock* de 1 por ciento de gasto público. En el panel C de la Figura 3 se observa la respuesta del producto ante el *shock* y se puede evidenciar que su impacto de forma contemporánea en el PIB es positivo y significativo (considerando un intervalo de confianza del 95 %).

En el primer trimestre un incremento de 1 por ciento de gasto produce un alza de 0.08 puntos porcentuales en el producto. No obstante, este efecto es significativo solamente de forma contemporánea, pues luego del primer trimestre (hasta el octavo), la dinámica del producto ante el *shock* de gasto es negativa, aunque no significativa (similar a lo que encuentra Restrepo & Rincón (2006) para el caso de Chile). Este hallazgo está en línea con la evidencia encontrada por Estevão & Samaké (2013)¹⁵ y Mendieta (2017a).

¹⁵Los autores encuentran un multiplicador del gasto público de 0.10 para el caso de

En particular, Mendieta (2017a) encuentra una dinámica del producto similar a un *shock* de gasto puro para la economía nicaragüense utilizando un Vector Autorregresivo Bayesiano (BVAR, por sus siglas en inglés) con datos mensuales. El autor sostiene que el multiplicador fiscal se comporta como una U¹⁶. Inicialmente, el *shock* influye positivamente en el producto por un período de tres meses. Después de 24 meses, el multiplicador se vuelve negativo por la incidencia del gasto de capital, mientras que después de 36 meses el multiplicador se vuelve positivo por la relevancia del gasto corriente acumulado (Mendieta 2017a, p. 12).

FIGURA 3: *Shock* de gasto - Enfoque recursivo



Nota:—La línea continua representa la respuesta de las variables del sistema ante un *shock* de gasto puro. La línea punteada representa un intervalo de confianza asintótico analítico del 95 por ciento (± 2 errores estándar). Respuesta acumulada. Con excepción del caso de la inflación, el eje vertical representa los puntos porcentuales de cambio ante un cambio de 1 por ciento en el gasto público y el eje horizontal representa el número de trimestres.
Fuente: Elaboración propia.

Nicaragua.

¹⁶El autor hace referencia al efecto causal del gasto público en el producto.

No obstante, se debe notar que respecto al efecto desagregado de un choque de gasto entre gasto corriente y de capital, en la literatura no hay consenso para el caso específico de Nicaragua. Por un lado Garry & Rivas (2017) constatan que el efecto multiplicador del gasto corriente en el mediano plazo tiene un leve impacto positivo sobre el producto, pero no compensa el efecto negativo generado por el gasto de capital (Garry & Rivas 2017, p. 32). Por su parte, Estevão & Samaké (2013) sostienen que es el gasto de capital el que promueve la actividad económica, siendo que el gasto corriente posee un importante efecto negativo sobre el producto a corto y mediano plazo (Estevão & Samaké 2013, p. 16). Esto deja abierto el debate y precisa de mayor indagación.

Por su parte, el impulso de gasto de gobierno parece tener leves presiones inflacionarias en el corto plazo (hasta el cuarto trimestre), lo cual es consistente con lo que señala Sanjeev et al. (2004) y Ravnik & Žilić (2011), pues un incremento del gasto debería provocar mayor dinamismo de la actividad económica, lo cual podría estar asociado con presiones al alza de los precios, al menos en el corto plazo, hasta el punto en el que la economía absorbe el *shock*.

El efecto multiplicador del gasto público bajo el enfoque recursivo es 0.08, siendo este es el ‘efecto causal’ de un *shock* de gasto de 1 por ciento de incremento sobre el producto. Al considerar que durante el período de estudio (2006:1-2020:1) se encuentra una ratio de gasto y producto promedio de 15.6 por ciento (véase la Tabla A1), se puede obtener el efecto causal del incremento de 1 Córdoba en el gasto público sobre el producto. Con los resultados obtenidos, un aumento de 1 Córdoba en el gasto público provocaría un aumento de 0,49 Córdobas en el producto en el mismo trimestre¹⁷. Sin embargo, después del primer trimestre no es posible afirmar con seguridad cuál sería la dinámica del producto, porque no se puede rechazar la hipótesis de que en los siguientes trimestres el impacto del aumento del gasto sea cero.

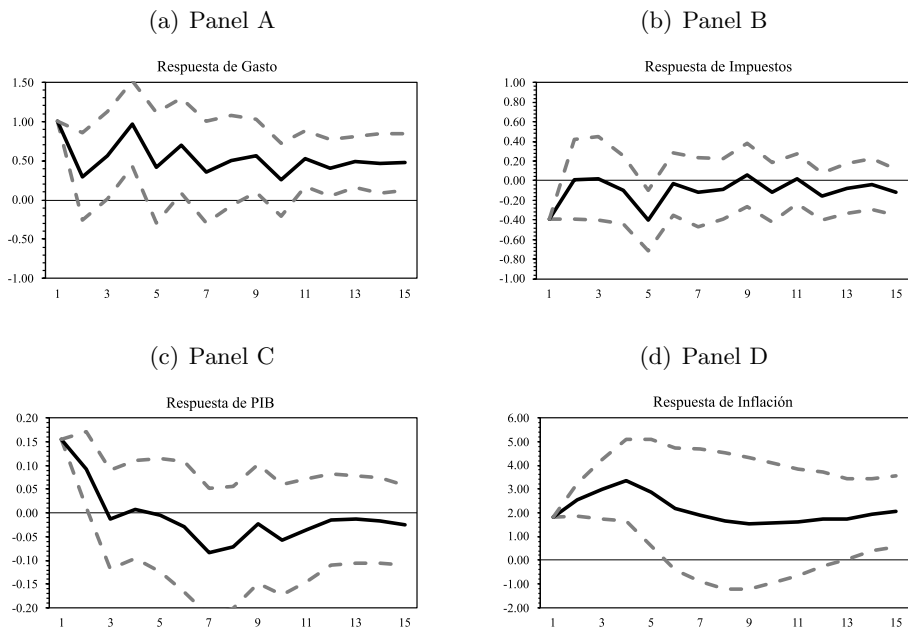
De forma acumulada, considerando la definición de multiplicador integral de Ramey & Zubairy (2018)¹⁸, se encuentra que bajo el enfoque recursivo el

¹⁷ Este resultado se obtiene multiplicando la inversa del ratio gasto PIB, con la respuesta estandarizada del PIB ante un aumento del 1 por ciento del gasto público. Esta es la medida estándar de multiplicadores en la literatura relacionada. Ver, e.g., Restrepo (2020).

¹⁸ Según los autores, el multiplicador acumulado o integral se define como: $m_g = \frac{\sum_{t=1}^n y_{response_t}}{\sum_{t=1}^n g_{response_t}}$. Para obtener el multiplicador en términos de Córdobas por Córdobas, se multiplica por la ratio inversa de la participación del gasto sobre el producto.

efecto multiplicador máximo se da en el primer trimestre (magnitud de 0.08), siendo positivo hasta el cuarto trimestre (magnitud de 0.01). En términos de Córdoba por Córdoba, en el primer trimestre se alcanza el máximo de 0.49 Córdobas de incremento en el producto ante un alza de 1 Córdoba en gasto, mientras que en el cuarto trimestre el multiplicador se reduce a 0.09 Córdobas.

FIGURA 4: *Shock* de gasto – Enfoque Blanchard-Perotti



Nota:—La línea continua representa la respuesta de las variables del sistema ante un *shock* de gasto puro. La línea punteada representa un intervalo de confianza analítico asintótico del 95 por ciento (± 2 errores estándar). Respuesta acumulada. Con excepción del caso de la inflación, el eje vertical representa los puntos porcentuales de cambio ante un aumento de 1 por ciento en el gasto público y el eje horizontal representa el número de trimestres.

Fuente: Elaboración propia.

Se puede observar que los resultados de un *shock* de gasto puro utilizando el Enfoque de Blanchard & Perotti (2002) no son diferentes en comparación con los resultados que se muestran en la Figura 3. En el Panel C de la Figura 4, se puede evidenciar que la dinámica del producto en respuesta a un aumento del 1 por ciento en el gasto público es cualitativamente la misma.

Al igual que en la Figura 3, la respuesta del producto es significativa (con un 95 % de confianza) en el primer trimestre, pero también en el segundo trimestre luego del *shock*.

A pesar que la dinámica de respuesta del producto ante un choque de gasto es similar entre ambas estrategias de identificación, la magnitud del efecto multiplicador de gasto bajo el enfoque de Blanchard-Perotti (0.16), es significativamente superior a la encontrada bajo el Enfoque Recursivo (0.08), indicando que un incremento de 1 por ciento de gasto genera 0.16 puntos porcentuales de incremento en el producto. De forma acumulada, el efecto multiplicador bajo esta estrategia de identificación es de 0.19, el cual se alcanza en el segundo trimestre luego del choque.

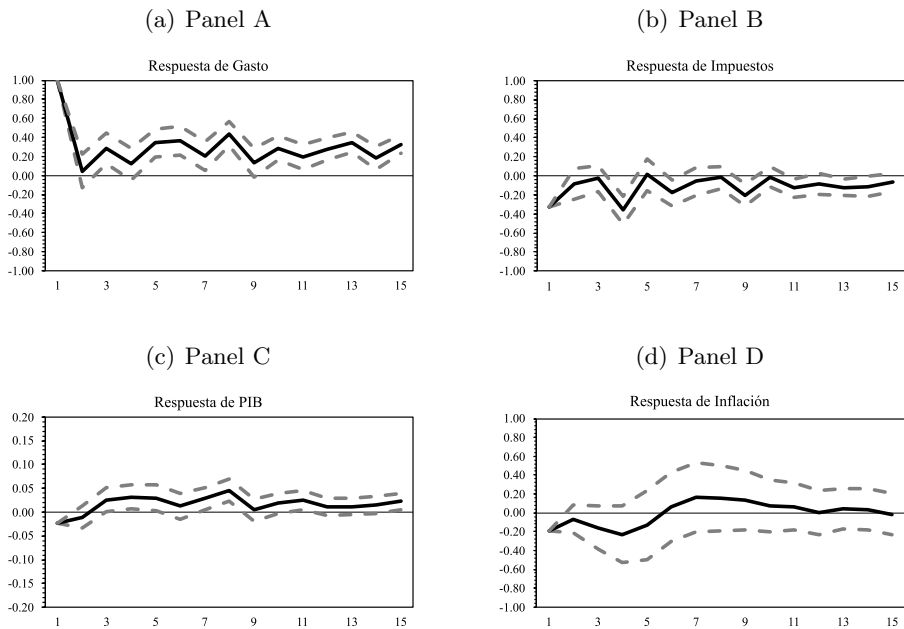
5.3. *Shock* de impuestos

La Figura 5 muestra la respuesta de las cuatro variables del sistema ante un *shock* puro de un incremento de un 1 por ciento de impuestos bajo el Enfoque Recursivo. En el Panel C, se puede apreciar que la respuesta del producto ante un aumento en los impuestos tiene un efecto negativo y significativo sobre el producto (con un nivel de confianza del 95 %) de forma contemporánea y hasta el segundo trimestre¹⁹. En particular bajo este enfoque, un incremento de un 1 por ciento de impuestos, genera una reducción del producto de 0.02 puntos porcentuales de forma contemporánea. De forma acumulada la reacción del producto ante un *shock* de impuestos es de 0.03 puntos porcentuales y alcanza su mínimo en el segundo trimestre.

En términos de cambios unitarios, un aumento de un Córdoba en impuestos se asocia de con una reducción del producto de 0.14 Córdobas en el primer trimestre, y 0.21 Córdobas en el segundo trimestre de manera acumulada²⁰. Luego del tercer trimestre, la respuesta del producto ante el choque de impuestos es positiva, lo que parece indicar que a mediano plazo *shocks* impositivos no poseen efectos distorsionadores sobre la actividad económica. Se debe destacar que el efecto (aunque reducido) es estadísticamente significativo. No obstante, este resultado debe interpretarse con cautela, ya que el mismo tiende a ser particularmente sensible a cambios en la especificación econométrica (esto se analiza con más detalle en la siguiente sección).

¹⁹Cualitativamente, la respuesta del producto al choque de impuestos, es muy similar al resultado que encuentra Restrepo & Rincón (2006) con datos de Chile.

²⁰El multiplicador de impuestos acumulado se define como: $m_{\tau} = \frac{\sum_{t=1}^n y_{response_t}}{\sum_{t=1}^n \tau_{response_t}}$.

FIGURA 5: *Shock* de impuestos – Enfoque recursivo

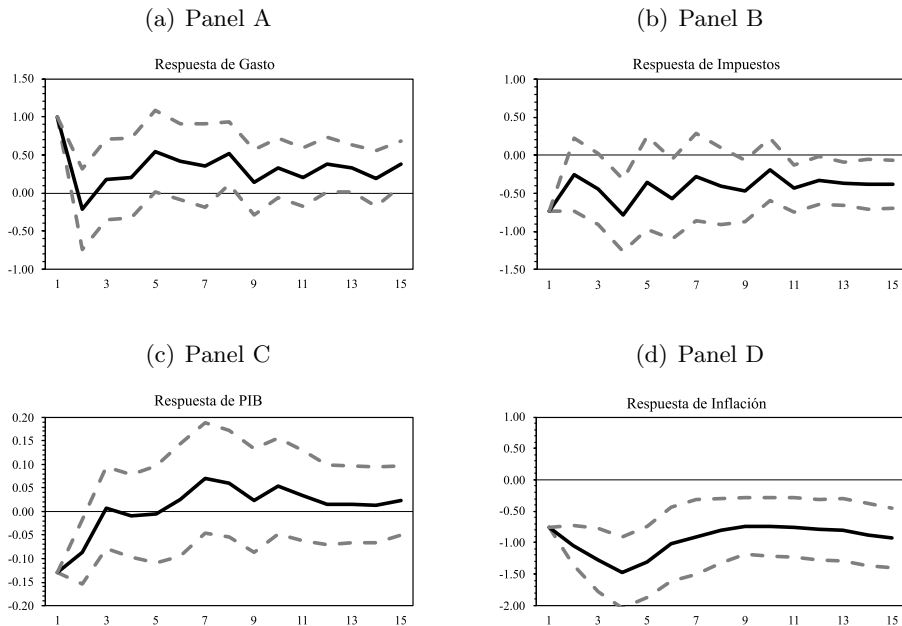
Nota:—La línea continua representa la respuesta de las variables del sistema ante un *shock* de impuestos puro. La línea punteada representa un intervalo de confianza analítico asintótico del 95 por ciento (± 2 errores estándar). Respuesta acumulada. Con excepción de la inflación, el eje vertical representa los puntos porcentuales de cambio ante un aumento del 1 por ciento en los ingresos fiscales y el eje horizontal representa el número de trimestres.

Fuente: Elaboración propia.

Relacionado con lo anterior, la respuesta de la inflación ante un *shock* impositivo es negativa hasta el quinto trimestre bajo el esquema de identificación recursivo (Figura 5), y su respuesta es aún más marcada cuando se está bajo el esquema de identificación de Blanchard-Perotti. El resultado es consistente con lo encontrado por [Caldara & Kamps \(2008\)](#). Dado que el *shock* impositivo supone ralentización de la actividad económica en el corto plazo, bajo ambos esquemas de identificación, es razonable pensar que esto se puede asociar con una reducción en las presiones al alza en los precios, debido al potencial *shock* negativo de demanda que enfrentarían los consumidores; ello como resultado de la reducción del ingreso disponible que supone un aumento en los impuestos.

La Figura 6 muestra la respuesta de las variables del sistema utilizando el enfoque de Blanchard & Perotti (2002). En cuanto a la dinámica de respuesta del producto ante el choque de impuestos, los resultados no son sustancialmente diferentes en comparación con lo que se evidencia en la Figura 5, no obstante, la magnitud del efecto es distinta. Se puede observar en la Figura 6 que la respuesta contemporánea del producto ante un *shock* fiscal de 1 por ciento (efecto multiplicador) es de -0.13 puntos porcentuales. Dicha respuesta del producto es negativa hasta el quinto trimestre cuando efecto multiplicador alcanza un valor de -0.01. Luego del quinto trimestre se evidencia una respuesta positiva (pero no significativa) del producto ante un *shock* de impuestos, similar a lo encontrado bajo el Enfoque Recursivo (ver el Panel C de la Figura 5).

FIGURA 6: *Shock* de impuestos – Enfoque Blanchard-Perotti



Nota:—La línea continua representa la respuesta de las variables del sistema ante un *shock* de impuestos puro. La línea punteada representa un intervalo de confianza del 95 por ciento (± 2 errores estándar). Respuesta acumulada. Con excepción del caso de la inflación, el eje vertical representa los puntos porcentuales de cambio ante un aumento del 1 por ciento en los ingresos fiscales y el eje horizontal representa el número de trimestres.

Fuente: Elaboración propia.

5.4. Sensibilidad de los resultados

Los resultados descritos en la sección anterior son particularmente llamativos. En la literatura se evidencia que normalmente choques de gasto público poseen efectos positivos y sostenidos en el producto (ver, entre otros: [Blanchard & Perotti \(2002\)](#); [Caldara & Kamps \(2008\)](#); [Boiciuc \(2015\)](#); [Restrepo \(2020\)](#)), lo cual está en línea con lo que indica la teoría nekeynesiana. No obstante, los resultados sugieren que en Nicaragua el gasto público afecta al producto de forma positiva y significativa, solamente en el corto plazo. Este resultado, sin embargo, podría estar dirigido por los acontecimientos de abril de 2018, los cuales produjeron un importante quiebre estructural en las series (ver el Panel A de la Figura 2)²¹.

Para verificar la magnitud del efecto multiplicador previo a las protestas de 2018 se realizan estimaciones con una ventana de datos extendida desde 2006:1-2018:1, las cuales se presentan en las Figuras A1, A2, A3 y A4 del Anexo. En estas figuras se puede evidenciar que los resultados para el caso en el que se considera un choque de gasto, no varían cualitativamente respecto a lo presentado en las Figuras 3 y 4. Además, cuantitativamente los resultados son muy similares.

Bajo el enfoque recursivo, el efecto contemporáneo de un choque de gasto es similar al encontrado en las estimaciones iniciales, pues este alcanza un valor de 0.07. Por su parte bajo el enfoque Blanchard-Perotti el valor del efecto multiplicador es 0.18. En cuanto al efecto de un choque de impuestos, los resultados son un tanto más dispersos. Si se considera el esquema de identificación recursivo el efecto multiplicador contemporáneo es 0.02, mientras que bajo el esquema de Blanchard-Perotti asciende a -0.47, el cual es considerablemente inferior a las estimaciones iniciales, reflejando un importante grado de sensibilidad ante cambios en las especificaciones econométricas consideradas. Lo anterior limita el alcance de las conclusiones alrededor del efecto de un potencial choque de impuestos sobre la economía nicaragüense ²².

²¹Ello a pesar que en las estimaciones se controle con variables dicotómicas dicho episodio.

²²Notar que nuestras estimaciones del choque de impuestos bajo el esquema de Blanchard-Perotti, son idénticas a las que realizan [Blanchard & Perotti \(2002\)](#) en su estudio. Los resultados de nuestras replicaciones se muestran en la Figura A5. Este tipo de resultados puede ser consecuencia del uso de ventanas muy cortas de datos y persistencia estacional en las series.

5.5. Discusión

Como se mencionó al inicio del estudio, hasta abril de 2018, el desempeño económico de Nicaragua demostró un dinamismo impresionante con respecto a otros países de la región. Sin embargo, no existe evidencia robusta de que el gasto del gobierno haya sido determinante en este proceso (véase [Mendieta 2017a](#), p. 12). Pues, con respecto al *shock* de gasto, los resultados sugieren que éste podría promover la actividad económica en el corto plazo, pero luego no existe información clara sobre su efecto causal; hallazgo señalado en otros estudios (e.g., [Mendieta \(2017a\)](#)).

El pequeño efecto del *shock* de gasto sugiere que las políticas de este estilo deben tomarse con cautela para garantizar el equilibrio fiscal, al intentar promover la actividad económica utilizando este instrumento, considerando las limitadas opciones de política monetaria que dispone el país bajo su actual régimen cambiario²³. Por tanto, las medidas de gasto focalizado y ejecutado de forma eficiente, debe ser prioridad para tratar de fomentar el crecimiento, mejorar la estabilidad macroeconómica y conseguir resultados sociales sostenibles ([Garry & Rivas 2017](#), p. 7; [Shahid & Naved 2010](#), p. 497; [Ravnik & Žilić 2011](#), p. 26). A pesar que este estudio no permite ofrecer recomendaciones de políticas específicas, referente a las decisiones de gasto corriente o de capital, se debe continuar investigando sobre la temática debido a que se ha evidenciado que no existe consenso en la literatura sobre el efecto de ambos tipos de gasto sobre el producto (ver: [Mendieta 2017a](#); [Garry & Rivas 2017](#); [Estevão & Samaké 2013](#)).

Por su parte, la evidencia encontrada en este estudio sugiere que el efecto causal de políticas de incremento en los impuestos sobre el producto no queda del todo claro bajo las estrategias de identificación utilizadas, pues los resultados suelen ser sensibles a distintas especificaciones. Una alternativa para estimar este efecto causal puede ser utilizar una estrategia de identificación de estudio de eventos, posterior al periodo en el cual un *shock* fiscal ocurre, lo que podría generar un resultado más consistente del verdadero efecto de *shocks* impositivos sobre el producto.

Con base en lo anterior, es razonable pensar que, aunque resulte necesario implementar *shocks* de política fiscal (i.e., aumento de impuestos) para sos-

²³Si se considera un análisis bajo un enfoque nekeynesiano, la política fiscal (ya sea a través del aumento del gasto público o reducción de los impuestos), es fundamental para impulsar la actividad económica, particularmente bajo un arreglo de tipo de cambio fijo.

tener las políticas económicas y sociales impulsadas por el gobierno, en el contexto nicaragüense i.e., fragilidad social e institucional, no son suficientes porque su éxito depende de factores internos y externos relacionados con aspectos estructurales e institucionales. Esto puede claramente limitar el efecto de la política fiscal, ya que los agentes económicos en un contexto de incertidumbre suelen responder de forma atípica, lo que no contribuye a mejorar la efectividad de las políticas como señalan Vegh & Vuletin (2014). Así, tanto los datos como la teoría sugieren que será un desafío recuperar la senda de crecimiento del producto en el corto o mediano plazo, principalmente debido a los desequilibrios institucionales (Lavigne 2006).

6. Conclusiones

No cabe duda de que uno de los retos más importantes para el desempeño económico de Nicaragua en los próximos años es preservar la estabilidad macroeconómica y financiera (BCN 2018a, p. 44). Más importante todavía, alinear los desequilibrios fiscales en el mediano plazo y emprender reformas estructurales, es inevitable para salvaguardar la sostenibilidad. Sin embargo, la evidencia empírica en este estudio pone de manifiesto que lograr esfuerzos fiscales y mantener una buena política fiscal, a menudo depende de premisas institucionales capaces de garantizar “*un escenario en igualdad de condiciones*” en el sentido de Acemoglu & Robinson (2012), en que los actores puedan trabajar e invertir en actividades productivas clave, necesarias para impulsar el crecimiento económico a medio y largo plazo como plantean Lavigne (2006, p. 3), Persson (2002, p. 883) y Poterba (1994, p. 799).

Al estimar los *shocks* de gasto bajo los enfoques de identificación utilizados i.e., Recursivo y Banchard-Perotti, y centrar la atención en las funciones impulso respuesta, es posible observar que la dinámica de las variables del modelo no difiere sustancialmente. Sin embargo, los resultados a menudo carecen de significancia estadística. En ambos casos, la respuesta del producto ante *shocks* de gasto es reducida, sugiriendo que el tamaño del multiplicador de gasto es pequeño y que la actividad económica no responde sustancialmente a impulsos de este tipo. La teoría económica sugiere que la política fiscal contractiva funciona mucho mejor cuando la situación económica en un país está en auge, pero no cuando se está en crisis (véase Ravnik & Žilić (2011)). La reducida respuesta del producto ante choques de gasto indica que se debe priorizar la eficiencia en su ejecución, lo cual puede ser determinante en periodos de crisis donde normalmente se evidencia que el multiplicador de gasto es superior (por su efecto estabilizador), comparado con el que se

encuentra en tiempos tranquilos (véase De-Castro & Hernández (2006)), no obstante, eso no sucede en este estudio. Por tanto, de cara al futuro la eficiencia del gasto como instrumento de generación de crecimiento debe ser prioritaria.

Por otra parte, la respuesta del producto ante un *shock* de impuestos es significativamente negativa en el corto plazo. Sin embargo, en el mediano plazo el efecto negativo de políticas contractivas de impuestos sobre la actividad económica tienden a disiparse, y en efecto, se encuentra que el producto responde de forma positiva a *shocks* de este tipo. A pesar de este notable hallazgo, dada la sensibilidad de los resultados a cambios en las condiciones de estimación, debe tomarse con suma cautela. Al respecto, una de las principales conclusiones que se puede derivar de este estudio, es que la continua investigación sobre política fiscal en Nicaragua debe ser prioritaria para ofrecer información útil a los tomadores de decisiones sobre los potenciales efectos de sus políticas, y sobre todo, investigaciones futuras deben incorporar (además de las variables macroeconómicas normalmente utilizadas, como tipos de interés o consumo privado), factores institucionales que se ha evidenciado juegan un papel importante en la efectividad de cualquier política implementada, tal como lo demuestran Vegh & Vuletin (2014) y Lavigne (2006).

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. & Robinson, J. A. (2012), *Why nations fail: The origins of power, prosperity and poverty*, Profile London.
- Aghion, P. & Howitt, P. (1992), ‘A model of growth through creative destruction’, *Econometrica* **60**(2), 323–351.

- Alesina, A., Favero, C. & Giavazzi, F. (2019), *Austerity: When it Works and when it Doesn't*, USA: Princeton University Press.
- Amaya, P. (2018), 'Una aproximación a los multiplicadores del gasto público en el salvador', *Revista Económica de Centroamérica y República Dominicana* **1**(1), 131–168.
- Auerbach, A. J. & Gorodnichenko, Y. (2012), 'Measuring the output responses to fiscal policy', *American Economic Journal: Economic Policy* **4**(2), 1–27.
- Baum, A. & Koester, G. (2011), 'The impact of fiscal policy on economic activity over the business cycle-evidence from a threshold var analysis', *Discussion paper No. 03/2011. Deutsche Bundesbank*. .
- BCN (2018a), 'Annual report 2018.', *Managua, Nicaragua: Banco Central de Nicaragua*. .
- BCN (2018b), 'Macroeconomics statistics yearbook 2018.', *Managua, Nicaragua: Banco Central de Nicaragua*. .
- Blanchard, O. & Perotti, R. (1999), 'An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output', *NBER Working Paper 7269: National Bureau of Economic Research* .
- Blanchard, O. & Perotti, R. (2002), 'An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output', *the Quarterly Journal of economics* **117**(4), 1329–1368.
- Boiciuc, I. (2015), 'The effects of fiscal policy shocks in romania. a svar approach', *Procedia Economics and Finance* **32**(1), 1131–1139.
- Botero, J., Franco, H., Rendón, Á. H. & Mesa, M. (2012), Una aplicación de un modelo neoclásico dsge con política fiscal., Technical report, Universidad EAFIT.
- Burnside, C. (2005), *Fiscal sustainability in theory and practice: a handbook*, The World Bank.
- Caldara, D. & Kamps, C. (2008), 'What are the effects of fiscal policy shocks? a var-based comparative analysis', *Working paper Series No. 877* .
- Chamorro, R. (2017), 'Crecimiento económico y política fiscal: una revisión crítica de la literatura', *Ensayos de Economía* **27**(51), 79–107.

- Daniel, J., Davis, J. & Van-Rijkenghem, C. (2006), 'Fiscal adjustment for stability and growth', *International Monetary Fund. Pamphlet Series No. 55* .
- De-Castro, F. & Hernández, P. (2006), 'The economic effects of exogenous fiscal shocks in Spain: a SVAR approach', *European Central Bank. ECB Working Paper Series No. 647* .
- Doménech, R. (2004), 'Política fiscal y crecimiento económico', *Valencia: Universidad de Valencia* .
- Estevão, M. & Samaké, I. (2013), 'The economic effects of fiscal consolidation with debt feedback', *International Monetary Fund. Working Papers Series No. 136* .
- Garry, S. & Rivas, J. (2017), 'An analysis of the contribution of public expenditure to economic growth and fiscal multipliers in Mexico, Central America and the Dominican Republic, 1990-2015', *Economic Commission for Latin America and the Caribbean. Series Studies and Perspectives. México, D.F. México* .
- Giordano, R., Momigliano, S., Neri, S. & Perotti, R. (2007), 'The effects of fiscal policy in Italy: Estimates with a SVAR model', *European Journal of Political Economy* **23**(1), 707–733.
- Grossman, G. M. & Helpman, E. (1991), *Innovation and growth in the global economy*, USA: MIT press.
- Ilzetzki, E., Mendoza, E. G. & Végh, C. A. (2013), 'How big (small?) are fiscal multipliers?', *Journal of Monetary Economics* **60**(2), 239–254.
- Jemec, N., Kastelec, A. & Delakorda, A. (2011), 'How do fiscal shocks affect the macro-economic dynamics in the Slovenian economy?', *Prikazi in analize 2/2001. Ljubljana. Banka Slovenije* .
- Lavigne, R. (2006), 'The institutional and political determinants of fiscal adjustment.', *Bank of Canada. Working Paper No. 2006/1* .
- Lorca-Susino, M. (2013), 'The euro before the financial crisis of 2008: an integrating and stabilizing factor.', *Jean Monnet/Robert Schuman Paper Series* **13**(9), 1–30.
- Lucas, R. (1988), 'On the mechanisms of economic development', *Journal of Monetary Economics* **22**(1), 3–42.

- Lütkepohl, H. (2005), *New introduction to multiple time series analysis*, Berlin Heidelberg: Springer Science & Business Media.
- Mendieta, W. (2017a), ‘Un análisis de sensibilidad macroeconómica para nicaragua: Un enfoque bayesiano.’, *Banco Central de Nicaragua*, 1-28 .
- Perotti, R. (2005), ‘Estimating the effects of fiscal policy in oecd countries’, *European Central Bank. Working Paper Series No. 168* .
- Persson, T. (2002), ‘Do political institutions shape economic policy?’, *Econometrica* **70**(3), 883–905.
- Poterba, J. M. (1994), ‘State responses to fiscal crises: The effects of budgetary institutions and politics’, *Journal of political Economy* **102**(4), 799–821.
- Ramey, V. (2011), ‘Identifying government spending shocks: It’s all in the timing.’, *the Quarterly Journal of economics* **126**(1), 1–50.
- Ramey, V. A. & Zubairy, S. (2018), ‘Government spending multipliers in good times and in bad: evidence from us historical data’, *Journal of Political Economy* **126**(2), 850–901.
- Ravnik, R. & Žilić, I. (2011), ‘The use of svar analysis in determining the effects of fiscal shocks in croatia’, *Financial theory and practice* **35**(1), 25–58.
- Restrepo, J. (2020), ‘How big are fiscal multipliers in latin america?’, *International Monetary Fund. Working Paper Series No. 17* .
- Restrepo, J. E. & Rincón, H. (2006), ‘Identifying fiscal policy shocks in chile and colombia’, *Available at SSRN 2005164* .
- Romer, P. M. (1986), ‘Increasing returns and long-run growth’, *Journal of political economy* **94**(5), 1002–1037.
- Sanjeev, G., Clemets, B. & Inchauste, G. (2004), *Helping countries develop: the role of fiscal policy*, International Monetary Fund.
- Shahid, A. & Naved, A. (2010), ‘The effects of fiscal policy on economic growth: empirical evidences based on time series data from pakistan’, *The Pakistan Development Review* **49**(4), 497–512.
- Sims, C. A. (1980), ‘Macroeconomics and reality’, *Econometrica* **48**(1), 1–48.

- Thornton, J. (2019), ‘Disposal is not free: Fiscal instruments to internalize the environmental costs of solid waste.’, *International Monetary Fund. Working Paper No. 283* .
- Vegh, C. A. & Vuletin, G. (2014), ‘Social implications of fiscal policy responses during crises’, *National Bureau of Economic Research. Working Paper No. 19828* .
- Villagómez, F. A. (2014), ‘El enfoque de la perspectiva de derechos en la política fiscal: construcción de un marco metodológico para aplicarse en México y países seleccionados de Centroamérica’, *CEPAL* .
- Wolff, G., Tenhofen, J. & Heppke-Falk, K. (2006), ‘The macroeconomic effects of exogenous fiscal policy shocks in Germany: A disaggregated SVAR analysis.’, *Jahrbucher fur Nationalökonomie & Statistik* **230**(3), 328–355.

A. Anexos

TABLA A1: Estadísticos Descriptivos

Indicador	Ratio sobre PIB		Crecimiento		
	Gasto	Impuestos	PIB	Gasto	Impuestos
Media	15.6	15.1	2.9	5.4	4.8
Mediana	15.5	14.6	3.9	5.9	3.3
Max.	20.6	20.6	8.7	26.7	32.2
Min.	12.3	12.1	-9.2	-20.1	-33.3
Desv. Estándar	1.7	2.2	4.3	9.5	13.0
Varianza	2.9	4.9	18.4	90.9	168.1
N	57	57	53	53	53

Nota:—Representa los estadísticos descriptivos de las variables usadas en el sistema. Para más detalle, consultar la Sección 3.

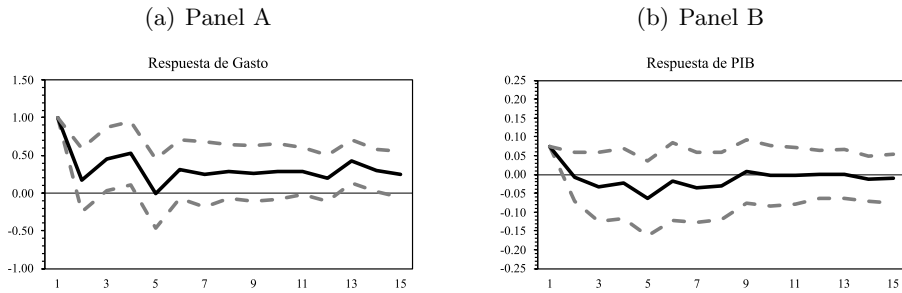
Fuente: Elaboración propia.

TABLA A2: Rezagos Óptimos Modelo VAR

Rezago	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	126.39	NA	0.00	-3.70	-2.49	-3.24
1	165.11	59.22	0.00	-4.59	-2.77*	-3.90
2	192.75	37.95	0.00	-5.05	-2.62	-4.12
3	216.18	28.48	0.00	-5.34	-2.31	-4.18
4	244.70	30.20*	0.00*	-5.83	-2.20	-4.44*
5	260.76	14.48	0.00	-5.83*	-1.59	-4.21

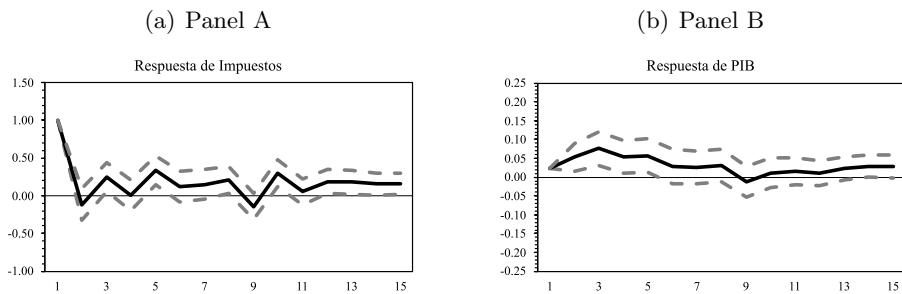
Nota:—* Indica el rezago óptimo seleccionado por el criterio de información correspondiente. Cada prueba se realiza al 95 por ciento de confianza. LR: sequential modified LR test statistic. FPE: Final prediction error. AIC: Akaike information criterion. SC: Schwarz information criterion. HQ: Hannan-Quinn information criterion.

Fuente: Elaboración propia.

FIGURA A1: *Shock* de Gasto – Enfoque Recursivo(2006:1-2018:1)

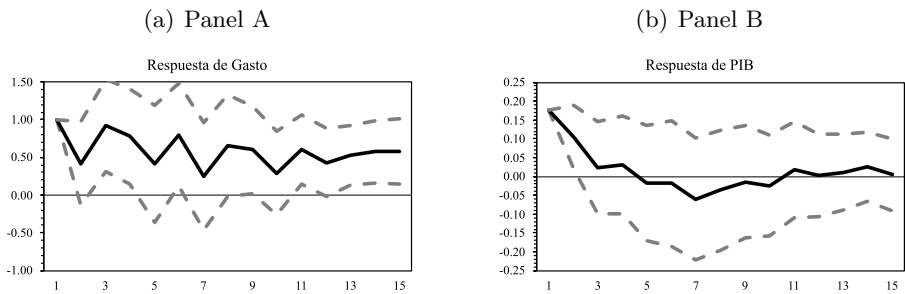
Nota:—La línea continua representa la respuesta de las variables del sistema ante un *shock* de gasto puro. La línea punteada representa un intervalo de confianza del 95 por ciento (± 2 errores estándar).

Fuente: Elaboración propia.

FIGURA A2: *Shock* de Impuestos – Enfoque Recursivo(2006:1-2018:1)

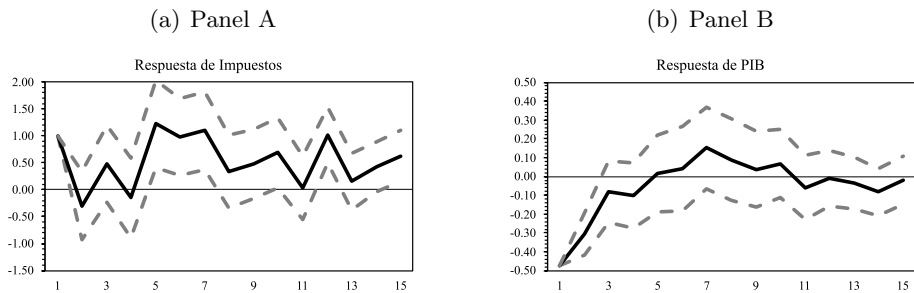
Nota:—La línea continua representa la respuesta de las variables del sistema ante un *shock* de impuestos puro. La línea punteada representa un intervalo de confianza del 95 por ciento (± 2 errores estándar).

Fuente: Elaboración propia.

FIGURA A3: *Shock* de Gasto– Enfoque Blanchard-Perotti (2006:1-2018:1)

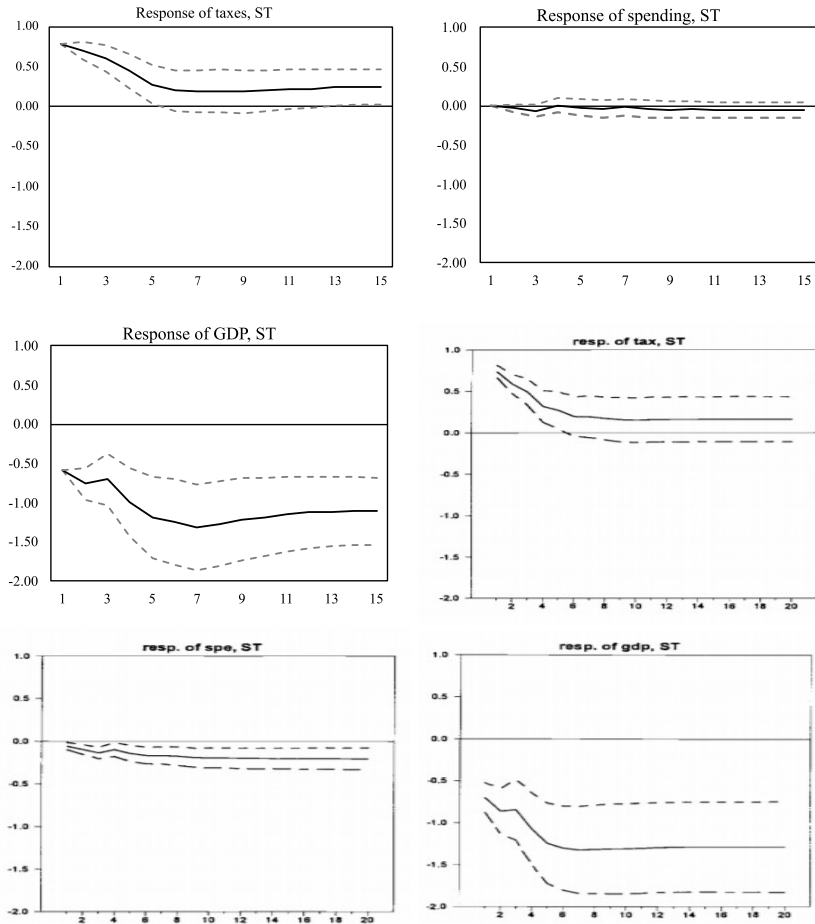
Nota:—La línea continua representa la respuesta de las variables del sistema ante un *shock* de gasto puro. La línea punteada representa un intervalo de confianza del 95 por ciento (± 2 errores estándar).

Fuente: Elaboración propia.

FIGURA A4: *Shock* de Impuestos– Enfoque Blanchard-Perotti (2006:1-2018:1)

Nota:—La línea continua representa la respuesta de las variables del sistema ante un *shock* de impuestos puro. La línea punteada representa un intervalo de confianza del 95 por ciento (± 2 errores estándar).

Fuente: Elaboración propia.

FIGURA A5: Replicación *shock* de Impuestos Blanchard & Perotti (2002)

Nota:—Presenta la replicación de los resultados obtenidos por Blanchard & Perotti (2002), considerando un *shock* positivo de impuestos. La replicación considera el supuesto de tendencias estocásticas (ST) de las series incorporadas en el sistema.

Fuente: Elaboración propia.

A.1. Control Sintético

En línea con Abadie & Gardeazabal (2003), Abadie et al. (2010), así como Abadie et al. (2015), asumiendo que tenemos $c + 1$ países indexados como $i = 1, 2, 3, \dots, c + 1$ en T períodos de tiempo $t = 1, 2, 3, \dots, T$, donde solo

el país número 1 ($i = 1$), experimenta un ‘tratamiento’, por ejemplo, se ve afectado por protestas sociopolíticas, entonces se pueden utilizar los otros países que no fueron afectados por las protestas para ‘construir’ un contrafactual con el objetivo de simular lo que hubiera sucedido en ausencia de dichas protestas. A esto, se le conoce como Control Sintético en la literatura relacionada. Se tiene que existen T_0 periodos en los que el país afectado no está expuesto a las protestas, y se tiene T_1 periodos posteriores al desencadenamiento de las protestas, esto implica que $T_0 + T_1 = T$.

El efecto de las protestas sociopolíticas en Nicaragua está dado por $\alpha_{it} = Y_{it}^E - Y_{it}^N$. Donde Y_{it}^E es la variable de resultado de Nicaragua, en este caso, el PIB real per cápita, y Y_{it}^N es el PIB real per cápita que se estima combinando el PIB real per cápita de todos los demás países incluidos en la muestra i.e., los países que no estuvieron expuestos a las protestas. Dado que $i = 1$ es el país expuesto a las protestas, se tiene que estimar el efecto causal a partir de un modelo factorial que toma la siguiente forma:

$$Y_{it}^N = \delta_t + \gamma_t \mu_i + \varepsilon_{it}$$

Donde Y_{it}^N es la variable de resultado de los países que no estuvieron expuestos a las protestas sociopolíticas. δ_t es un factor común entre países, este es el llamado soporte común. δ_t es un vector desconocido de parámetros de tiempo y el elemento ε_{it} representa el término de error del modelo.

Para “construir” el contrafactual, se tiene que ponderar la información de los países, con el objetivo de obtener la mejor simulación del PIB real per cápita de Nicaragua, a partir del PIB de todos los demás países. Por tanto, se tiene que considerar un vector de $C \times 1$ elementos ponderados e indexados por $j = 2, 3, \dots, c + 1$, entonces, se tiene que $(w_2, w_3, \dots, w_{c+1}) = W$, donde w_j representa las ponderaciones de cualquier país que se utiliza para conformar la serie de control sintético del PIB real per cápita de Nicaragua. Se debe tomar en cuenta que $0 \leq w_j \leq 1$ y $\sum_{j=2}^{c+1} w_j = 1$. Por tanto, los valores de la variable de resultado están dados por $\hat{Y}_{jt} = \sum_{j=2}^{c+1} w_j^* Y_{jt}$. Con estas ponderaciones (w_j^*), se busca minimizar el error de predicción cuadrática media (RMSPE, por sus siglas en inglés) definido: $\sqrt{\frac{1}{T_0} \sum_{t=1}^{T_0} (Y_{1t} - \sum_{j=2}^{c+1} w_j^* Y_{jt})^2}$, con el objetivo de obtener la mejor serie del PIB real per cápita de Nicaragua simulada (i.e., Nicaragua sintética), y poder afirmar que el resultado obtenido después de las protestas, es un efecto causal de este *shock* exógeno al PIB real per cápita.

Implicancias del fortalecimiento del dólar para la región CARD

William Mendieta Alvarado*

Resumen

Los países de la región de Centroamérica y República Dominicana (CARD) tienen importantes similitudes, sin embargo existe heterogeneidad en la implementación de políticas económicas. En la última década el dólar ha exhibido un importante fortalecimiento que, dada la importancia de esta moneda para la región, puede incidir sobre su desempeño. En este documento se presenta un análisis de las implicancias de este fortalecimiento del dólar sobre las economías de la región CARD mediante un modelo de Vectores Autorregresivos Aumentado por Factores (FAVAR). Los principales resultados sugieren que existe una marcada heterogeneidad en la reacción de algunas variables como el crecimiento. Dadas estas diferencias se deben realizar esfuerzos para evaluar la optimalidad de los regímenes de política cambiaria.

Palabras Clave: Políticas económicas, Fortalecimiento del dólar, FAVAR.

Códigos JEL: C1, E3, E6.

* El autor es Investigador Principal I del Banco Central de Nicaragua. Para comentarios contactar al autor a través del correo wmendieta@bcn.gob.ni. El contenido de este documento es de exclusiva responsabilidad del autor y no necesariamente representa la posición oficial del Banco Central de Nicaragua.

1. Introducción

La región CARD está compuesta por economías pequeñas y abiertas, cuyo desempeño está estrechamente relacionado al de Estados Unidos (EE.UU.). A partir del año 2011 las economías emergentes y en desarrollo han experimentado un importante proceso de debilitamiento de sus monedas frente al dólar. El índice dólar, que mide el desempeño de esta moneda frente a otras divisas importantes, refleja un fortalecimiento del dólar de aproximadamente 21.0 por ciento desde 2011.

En la región CARD existe heterogeneidad en la elección de esquemas cambiarios y de política monetaria, con países que implementan un esquema cambiario flexible, como Guatemala, hasta esquemas de dolarización como El Salvador. Estas diferencias sugieren que la respuesta de estos países ante choques provenientes del exterior, como el fortalecimiento del dólar, pueden ser también heterogéneas. Galí, J. y Monacelli, T. (2005), por ejemplo, señalan que la elección de un esquema cambiario y de política monetaria es una decisión que incide directamente en el desempeño económico de un país. Particularmente, ellos encuentran que existen diferencias en términos de bienestar para los agentes que viven en distintos regímenes de política monetaria y cambiaria.

Considerando lo anterior, el objetivo de este trabajo es analizar las implicancias del proceso de fortalecimiento del dólar en el desempeño macroeconómico de los países de la región. Esto cobra especial relevancia ya que la región centroamericana presenta un elevado grado de integración comercial con EE.UU., pero un relativamente bajo nivel de integración financiera. Esto no descarta que los choques de política monetaria de EE.UU. no son importantes en la formación de ciclos económicos de los países de la región, sino que los choques de tipo de cambio podrían ser más relevantes dada la estrecha relación comercial con este país. Cabe destacar que el dólar, al ser considerado como un activo de refugio, su fortalecimiento frente a monedas de otras economías avanzadas y emergentes también puede obedecer a factores ajenos a este proceso de normalización, algunos de ellos observados en años recientes: tensiones comerciales, incertidumbre política, endeudamiento denominado en dólares de las economías emergentes, entre otras.

Desde el trabajo de Sims (1980) los modelos de Vectores Autorregresivos (VAR) se han convertido en una herramienta muy popular para realizar análisis de mecanismos de transmisión y pronósticos. Debido al problema de

sobrep parametrización que tienen estos modelos, la literatura ofrece algunas alternativas que permiten obtener estimadores más eficientes. En primer lugar, Litterman (1986), Koop & Korobilis (2010) y Banbura, M., Giannone, D. y Reichlin, L. (2010), utilizan métodos bayesianos para estimar modelos VAR de grandes escalas, pudiendo utilizar un conjunto de información más rico relativo a los modelos VAR estimados bajo enfoques frecuentistas. Una segunda alternativa son los modelos de Vectores Autorregresivos Aumentados por Factores (FAVAR), los cuales suponen que existen componentes no observables, llamados factores, que gobiernan los movimientos de las variables macroeconómicas. Estos factores, por lo tanto, permiten reducir la dimensionalidad del problema.

Las estimaciones validan la heterogeneidad en la respuesta al fortalecimiento del dólar de las economías de la región. Estas diferencias son particularmente importantes para el caso del crecimiento económico. Debido a esta heterogeneidad se debe profundizar en el estudio de la optimalidad de los diferentes regímenes de política económica.

El resto del documento se organiza de la siguiente forma, en la sección 2 se presentan documentos de investigación relacionados al estudio, además se realiza un análisis desde una perspectiva teórica y empírica de la incidencia del fortalecimiento del dólar sobre la economía de EE.UU.. Luego, en la sección 3 se describe el método utilizado y los datos. La sección 4 discute los resultados. Finalmente, la sección 5 presenta las conclusiones del estudio.

2. Revisión de literatura

Desde el trabajo de Sims (1980) los modelos VAR han sido ampliamente utilizados para llevar a cabo pronósticos y análisis estructurales de la economía. No obstante, estos modelos han recibido numerosas críticas debido a que padecen de un problema de sobrep parametrización. La literatura ofrece dos alternativas ante este problema. La primera consiste en estimar el modelo VAR mediante métodos bayesianos (Banbura, M., Giannone, D. y Reichlin, L. 2010, Litterman 1986, De Mol, C., Giannone, D. y Reichlin, L. 2008), utilizando todo el conjunto de indicadores disponibles. La segunda consiste en la estimación de un modelo de Vectores Autorregresivos Aumentado por Factores (FAVAR), propuesto por Bernanke, B., Boivin, J. y Elias, P. (2004). En este documento se utiliza la segunda alternativa.

Bernanke, B., Boivin, J. y Elias, P. (2004) se preguntan si es posible condicionar el modelo VAR para el estudio de la política monetaria de EE.UU. en un conjunto de información más rico, sin perder las ventajas estadísticas de restringir el análisis a un conjunto reducido de variables. Para ello, los autores se basan en los modelos de factores, los que sugieren que la información proveniente de un gran conjunto de datos puede ser resumida en un conjunto reducido de índices (o factores). La hipótesis es que los índices representan una variable fundamental que gobierna los movimientos de todas las series que componen el conjunto de información. Esto implica que si un conjunto de factores pueden resumir una cantidad grande de información acerca de la economía, entonces una solución a la maldición de la dimensionalidad es aumentar el modelo VAR estándar con los factores estimados. En la sección 3 se explica con mayor detalle esta metodología.

Los modelos FAVAR han sido principalmente utilizados en dos ámbitos: pronósticos de variables macroeconómicas y análisis de mecanismos de transmisión, fundamentalmente relacionado a los efectos de la política monetaria. Con respecto al uso de los modelos FAVAR en la elaboración de pronósticos se encuentran los estudios de Paccagnini (2017), Pang (2010), Barakchian, S., Bayat, S. y Karami, H. (2013), Jovanovic (2010), Grui (2017), Mönch, E. (2005), entre otros. La conclusión común de estos estudios es que los modelos VAR aumentados por factores tienen un mejor desempeño que otros modelos de la misma clase (modelos VAR estimados bajo un enfoque frecuentista, y en ocasiones a VAR estimados bajo el enfoque bayesiano), modelos univariados, modelos de ecuaciones simultáneas semi estructurales y estructurales y otros, sugiriendo que es beneficioso el utilizar un amplio conjunto de indicadores para la elaboración de pronósticos de las principales variables macroeconómicas.

Con respecto al estudio de los mecanismos de transmisión, se han analizado los choques de política monetaria (entre otros: Bernanke, B., Boivin, J. y Elias, P. 2004, Benkovskis, K., Bessonovs, A., Feldkircher, M. y Wörz, J. 2011, Molteni 2017, Chung 2016, Coricelli, F., Balázs, É. y MacDonald, R. 2006), así como la efectividad de la misma en un contexto de choques financieros globales (Belke 2014). Particularmente para la región CARD, Checo, A., Pradel, S. y Ramírez, F. (2015) analizan las funciones impulso respuesta a partir de un FAVAR para cuantificar los efectos reales y financieros de los choques de política monetaria originados en EE.UU.. Pero el uso de los modelos FAVAR no se restringe únicamente al análisis de los efectos de la política monetaria. de Bandt (2010) analiza los mecanismos de transmisión

de choques de precios de vivienda locales y globales, Bastourre, D., Carrera, J., Ibarlucia, J. y Sardi, M. (2012) analizan choques comerciales y financieros y sus efectos sobre los precios de materias primas y *spreads* de bonos soberanos en economías emergentes exportadoras.

En este documento se estudiarán los mecanismos de transmisión del fortalecimiento del dólar sobre algunas de las principales variables de los países de la región CARD. Existe un precedente de un estudio similar; Liu et al. (2017) utilizan esta metodología para estudiar los efectos del fortalecimiento del dólar sobre algunas economías asiáticas. Ellos construyen un modelo VAR compuesto por la inflación, la tasa de interés, el tipo de cambio real, el índice dólar, y luego éste es aumentado por dos índices, uno de condiciones globales y otro de condiciones locales. Ambos índices son estimados por el método de componentes principales a partir de dos conjuntos de variables diferentes. Estos señalan que a priori los efectos de un fortalecimiento del dólar pueden tener efectos ambiguos sobre las demás economías, lo cual se debe al posible cumplimiento del efecto Harberger-Laursen-Metzler (HLM). A diferencia de Liu et al. (2017) en esta investigación no se realiza la separación entre los índices de condiciones globales y locales, sino que se opta por realizar el análisis individual de algunas de las series macroeconómicas más destacadas de la región CARD.

La región CARD está compuesta por economías pequeñas y abiertas, cuyo desempeño está muy relacionado al de Estados Unidos (EE.UU.). La relación comercial entre la región CARD y este país es muy estrecha. Estadísticas de la Organización Mundial de Comercio (OMC) permiten sustentar la importancia del canal comercial entre EE.UU. y los países de la región CARD. Así, Guatemala, el Salvador y Honduras destinan el 34.5, 44.9 y 40.2 por ciento de sus exportaciones a EE.UU., respectivamente; mientras que para Nicaragua, Costa Rica y República Dominicana, EE.UU. representa el destino del 58.6, 41 y 53.3 por ciento de sus exportaciones totales.

Considerando que el dinamismo de la demanda externa es clave para el desempeño macroeconómico de la región, es útil discutir los posibles efectos del fortalecimiento del dólar sobre la propia economía estadounidense. De acuerdo al Buró de Análisis Económico (BEA), un fortalecimiento del dólar tiene efectos ambiguos sobre el desempeño de la economía estadounidense.

Desde una perspectiva teórica, la apreciación del dólar afecta a sus exportaciones netas, al PIB y el nivel de precios. El fortalecimiento del dólar propicia

un debilitamiento del balance de mercancías, al encarecer las exportaciones de productos estadounidenses para los demás países, favoreciendo las importaciones. Esto ralentiza el crecimiento económico. No obstante, el abaratamiento de las importaciones contribuye a aumentar la rentabilidad de aquellas empresas que utilizan insumos producidos en el exterior, lo que reduce sus costos marginales, aumenta su rentabilidad y, en última instancia, promueve un mayor dinamismo económico. En el mismo sentido, importaciones más baratas incentivan tanto el consumo de bienes importados como de bienes producidos dentro de EE.UU., lo cual contribuye positivamente al crecimiento. Además, la apreciación del tipo de cambio incide a la baja del índice de precios del consumidor.

En este sentido, [Knetter \(1994\)](#) encuentra evidencia débil para la hipótesis que los productos estadounidenses son más competitivos como resultado de la apreciación del dólar en 1980; sus resultados varían según la industria y el país contra el cual se contrasta la competitividad. [Tatom \(1988\)](#) argumenta que los efectos de los cambios en el dólar sobre la producción doméstica son dominados por los cambios en las políticas económicas, las cuales son determinantes de las variaciones del tipo de cambio. Desde la perspectiva de la rentabilidad esperada de las empresas, [Azar \(2014\)](#) encuentra evidencia que el desempeño del dólar y de los índices accionarios son independientes, sin embargo, [Azar \(2013\)](#) sugiere que la relación que existe entre ambos está llena de cambios de nivel. Al controlar por estos cambios, su relación es estadísticamente significativa.

La evidencia reciente muestra que el fortalecimiento del dólar implica episodios de estrés para las economías emergentes. De acuerdo a [McCormack \(2018\)](#), un dólar más fuerte se asocia a menores calificaciones crediticias, las cuales resultan de un mayor costo de repago para deuda denominada en dólares. Además, los países emergentes y en desarrollo dependen de sus exportaciones de materias primas. Es un hecho estilizado que existe una correlación negativa entre la apreciación del dólar y la evolución de los precios de las materias primas. Además, las depreciaciones de las monedas de mercados emergentes son consistente con presiones inflacionarias, las cuales son diluídas con incrementos en las tasas de política monetaria de estos países, y bajo ciertas condiciones con efectos negativos sobre la actividad económica.

La teoría macroeconómica sugiere que las respuestas de las economías ante diferentes choques dependen del conjunto de políticas que se implementen en ellas. Evidencia empírica respecto a este punto se encuentra en [Broda](#)

(2002), quien estudia las respuestas de economías en desarrollo ante choques de términos de intercambio; Galí, J. y Monacelli, T. (2005) quienes analizan las diferencias de bienestar de agentes económicos bajo diferentes regímenes de política monetaria y cambiaria; Østrup, F. (2005), quien discute la determinación del gasto del gobierno bajo diferentes esquemas de política cambiaria; Rhee & Song (2017) quienes encuentran que bajo la presencia de rigideces reales de los salarios el suavizar las variaciones del tipo de cambio aumenta las pérdidas de bienestar.

En la región CARD hay una marcada heterogeneidad en la elección de esquemas cambiarios y de política monetaria. De acuerdo al Consejo Monetario Centroamericano, Guatemala, Costa Rica y República Dominicana siguen esquemas de metas de inflación con tipos de cambio flexibles, reservándose el derecho de intervenir en el mercado cambiario bajo ciertas condiciones. Honduras y Nicaragua implementan esquemas cambiarios intermedios, con una intervención más activa en el mercado de cambio para controlar las variaciones del tipo de cambio. El Salvador desde inicios del 2000 adoptó un esquema de dolarización. Considerando lo anterior, la incidencia del reciente fortalecimiento del dólar sobre las economías de la región CARD podría tener diferentes implicancias. Para aquellas economías con tipos de cambio más rígidos se esperaría que su moneda registre una apreciación real, lo que reduce su competitividad externa. Esto, ante el fortalecimiento del dólar, puede exacerbar el impacto adverso de una potencial ralentización o caída de la demanda externa.

3. Metodología

Para llevar a cabo el análisis de las respuestas de las economías de la región se utiliza la metodología propuesta por Bernanke, B., Boivin, J. y Elias, P. (2004). Para cada una de ellas se estima un modelo FAVAR, el cual tiene su origen en un modelo VAR, que en su forma estándar puede ser representado como en la ecuación 1:

$$Y_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Donde Y_t es un vector de variables macroeconómicas observables de dimensión $(N \times 1)$ y que son una importante representación de la economía, A_i es una matriz de parámetros conformable y ε_t corresponden a los residuos del modelo. Usualmente, la ecuación 1 es susceptible al problema de dimen-

sionalidad. Litterman (1986) provee evidencia que el problema de sobrepametrización es importante aún en modelos con $N \geq 6$ variables, por lo que la estimación restringe el análisis a un conjunto reducido de datos. No obstante en la práctica, principalmente relacionada a la de Banca Central, existen múltiples indicadores cuya información no es del todo capturada en Y_t . Bernanke, B., Boivin, J. y Elias, P. (2004) suponen que la información adicional puede ser resumida en un vector F_t , de dimensiones $(K \times 1)$, con K relativamente bajo, que representan a factores no observables. Los autores argumentan que estos factores se pueden comprender como conceptos difusos como la actividad económica, las condiciones crediticias, entre otros. En este contexto, los autores proponen estimar un modelo VAR especificado como en la ecuación 2, la cual es la representación de un modelo FAVAR.

$$\begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = C_0 + \sum_{i=1}^q C_i \begin{bmatrix} F_{t-i} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + \nu_t \quad (2)$$

Donde C_i es una matriz de coeficientes y ν_t es el vector de residuos del FAVAR.

La ecuación 2 es estimada en un procedimiento de dos etapas, ya que los factores F_t son variables no observables. De acuerdo a los autores, los factores se pueden interpretar como fuerzas que afectan muchas variables económicas observadas, las cuales se agrupan en la matriz X_t .

El método supone que las series de información adicional, X_t , se relacionan con estos factores no observables F_t y también con los factores observables, Y_t mediante la siguiente ecuación:

$$X_t = \Lambda^f F_t + \Lambda^y Y_t + e_t \quad (3)$$

Donde Λ^f y Λ^y son las matrices con las ponderaciones de cada uno de los componentes principales y e_t el componente particular de cada una de las series. La estimación es realizada en dos etapas, primero se estiman los componentes principales y luego, la ecuación 2 es estimada usando los métodos tradicionales. Para la identificación de los choques estructurales se realiza una identificación recursiva, como la utilizada en Bernanke, B., Boivin, J. y Elias, P. (2004), donde los factores responden con rezago a la variable de interés.

Los datos utilizados se presentan en las tablas de los anexos. Los datos procuran reunir toda la información común entre los países de la región, de modo que los resultados sean comparables. En las Tablas A1 y A2 se muestran las variables empleadas para la región CARD y las variables externas, respectivamente. En total se utilizan 37 indicadores, excepto para el caso de Costa Rica y El Salvador, en los que se utilizan 36 indicadores. Los datos tienen una periodicidad mensual. Asimismo, hay diferencias en términos del tamaño de la muestra utilizada en cada estimación, debido a la limitante de datos. Esto se presenta en la Tabla A3 del anexo.

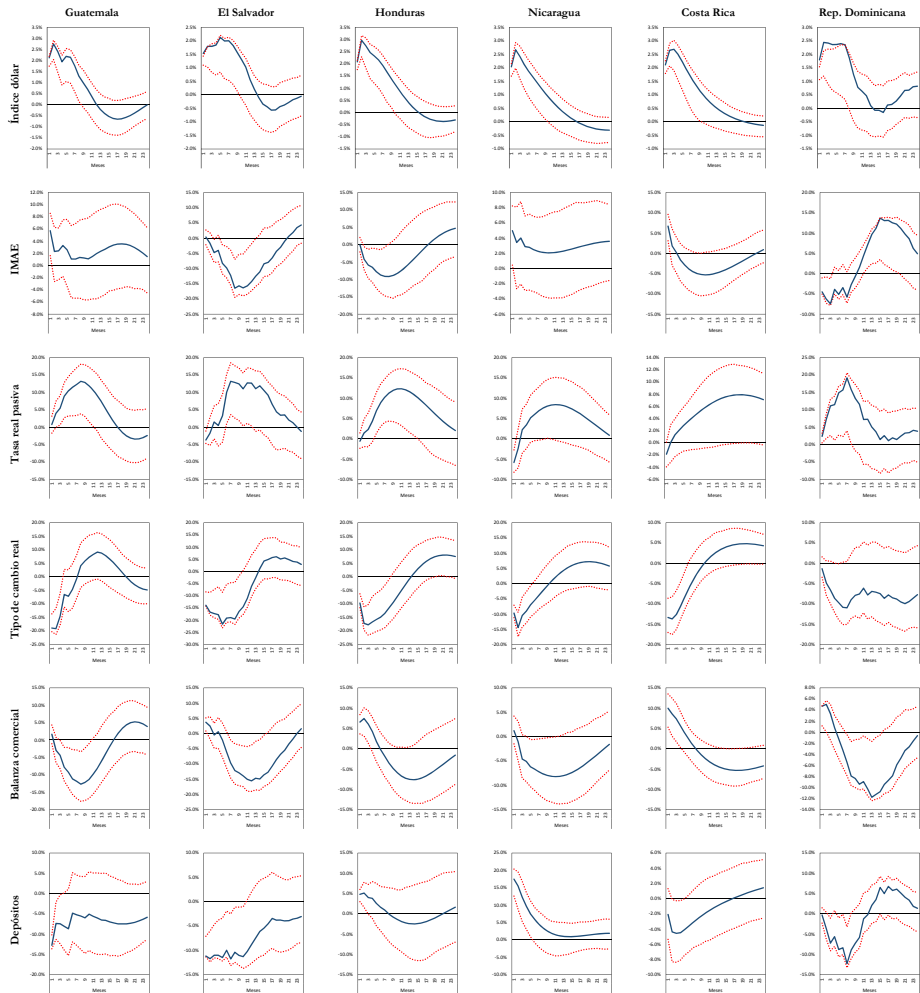
El choque que se modela es de una desviación estándar al índice dólar. Este mide el valor del dólar estadounidense con respecto a una canasta de otras monedas de economías avanzadas y emergentes. Aumentos en el índice indican un fortalecimiento del dólar (apreciación), mientras que disminuciones del índice indican debilitamiento (depreciación).

4. Resultados

En esta sección se presenta el análisis de resultados. En las Figuras 1 y 2 se muestran las funciones impulso respuesta de algunas variables macroeconómicas seleccionadas para los países de la región. La naturaleza del choque es de una única innovación equivalente a una desviación estándar del índice dólar, *proxy* utilizada para medir el fortalecimiento de esta moneda. La columnas de los gráficos se asignan a los países, mientras que las filas corresponden a los indicadores.

En primer lugar, en la primera fila de la Figura 1 se muestra un choque de una desviación estándar al índice dólar. Las diferencias en el comportamiento del choque se atribuyen a las diferencias en la muestra utilizada para cada país. Este choque genera respuestas heterogéneas en términos de la actividad económica para los países de la región. En el caso de Costa Rica, Guatemala y República Dominicana, un fortalecimiento del dólar causa un incremento en la actividad económica en los primeros tres trimestres. Particularmente para el caso de República Dominicana, el mayor dinamismo económico se observó al cabo de un año. Para el caso de Honduras, los efectos del fortalecimiento son marginalmente bajos y para Nicaragua es un efecto estadísticamente igual a cero. Para el caso de El Salvador, el choque incide negativamente en su dinamismo económico, registrando caídas en el IMAE entre los meses 7 y 11 después de observarse el choque.

FIGURA 1: Funciones Impulso Respuesta de los países de la región CARD



Fuente: Estimaciones del autor.

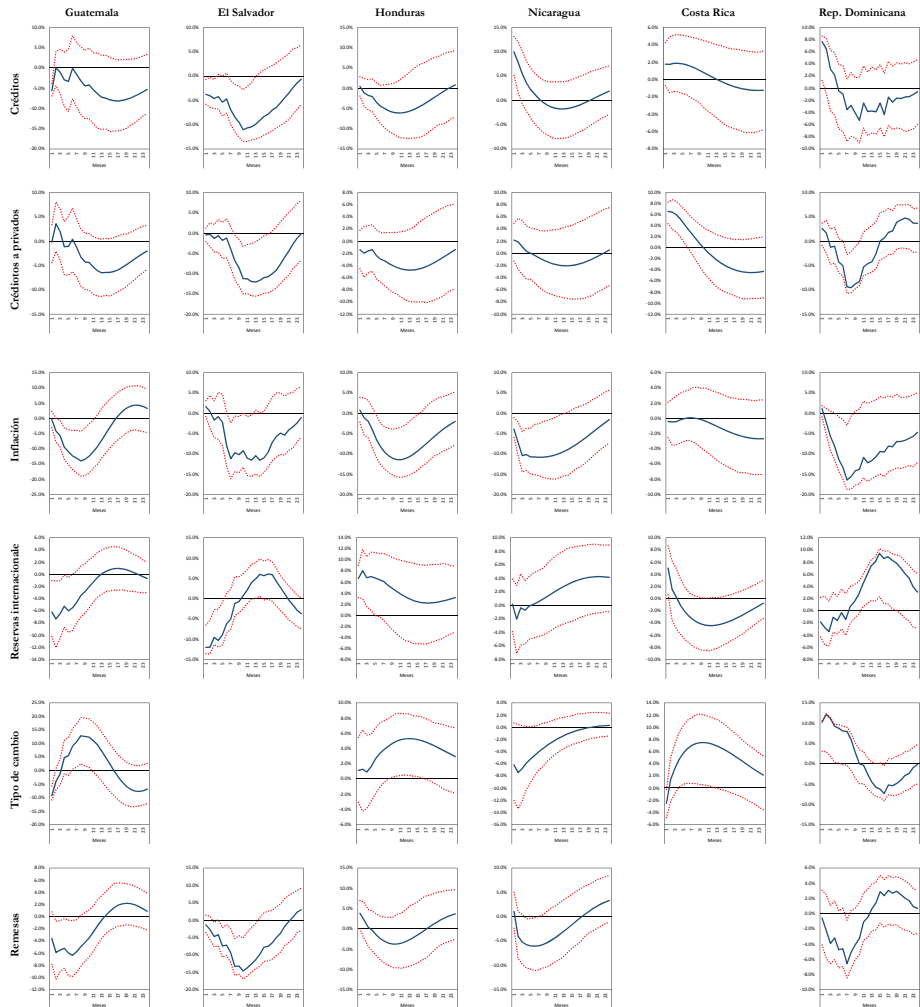
El tipo de cambio real se aprecia en todos los países de la región, y en magnitudes similares, excepto para el caso de República Dominicana, en la que la apreciación no es estadísticamente significativa. A pesar de la apreciación real, el comportamiento de la balanza comercial es heterogéneo entre los países de la región. Para los casos de Guatemala, El Salvador y Nicaragua, el modelo sugiere un deterioro de la balanza comercial, en el caso de éste

último el efecto deficitario es marginal. Para el caso de Honduras, Costa Rica y República Dominicana se registra una mejora en la balanza comercial. Considerando que el tipo de cambio real y los términos de intercambio guardan una relación muy estrecha, mejoras (deterioro) en los términos de intercambio se asocian a depreciaciones (apreciaciones) reales. No obstante, en presencia del cumplimiento del efecto Harberger-Laursen-Metzler (HML) este resultado no se sostiene.

El efecto HML señala que un deterioro de los términos de intercambio genera un déficit de cuenta corriente del país, consistente con un menor ahorro nacional. Esto se debe a que un deterioro de los términos de intercambio implica una caída en el ingreso real, como resultado de un efecto riqueza negativo, el cual causa un incremento en el gasto real para mantener los estándares de vida que deriva en el deterioro de la balanza comercial (Harberger 1950, Laursen & Metzler 1950). Ostry (1988) demuestra que el tipo de cambio real es un importante transmisor de los choques de términos de intercambio hacia la cuenta corriente, y que el cumplimiento del efecto HML depende de factores relacionados a la duración del choque. Sachs (1981) argumenta que solo si el choque es temporal el efecto HML aparece, si éste es permanente, entonces el resultado final es ambiguo. Pero también depende de características particulares de las economías, relacionadas al efecto sustitución intertemporal e intratemporal entre los bienes transables y no transables (Reinhart & Ostry 1991, Cashin 2002).

Adicional a lo anterior, las remesas registran disminuciones, aunque esta respuesta, en promedio, no es estadísticamente significativa. Esto incide sobre la acumulación de reservas internacionales, las cuales disminuyen en los casos de Guatemala, el Salvador, mientras que en Nicaragua, Costa Rica y República Dominicana el efecto es estadísticamente igual a cero. Con respecto al tipo de cambio nominal, el fortalecimiento del dólar frente a otras monedas de economías avanzadas y emergentes genera depreciaciones cambiarias en República Dominicana, aunque son aproximadamente iguales a cero, los efectos sobre Honduras, Nicaragua y Costa Rica son estadísticamente iguales a cero. Guatemala es la excepción, observándose una apreciación de su tipo de cambio, aunque este efecto es relativamente bajo. La razón de estos resultados obedece a que los bancos centrales de la región intervienen activamente en el mercado cambiario, ya sea para mitigar la volatilidad del tipo de cambio, o para administrar esta variable.

FIGURA 2: Funciones Impulso Respuesta de los países de la región CARD



Fuente: Estimaciones del autor.

Por el lado de las variables del sistema financiero, los depósitos tienen una respuesta mixta. Para Guatemala, El Salvador y República Dominicana los depósitos registran caídas estadísticamente significativas, lo que se puede asociar a una salida de capitales, y que se trata de contrarrestar con un aumento en la tasa real pasiva. Para el caso de Nicaragua y Honduras la medida genera un incremento en los depósitos. El efecto sobre Nicaragua es

superior al de este último, a pesar que la tasa pasiva real cae en los primeros meses después del choque. En cuanto al crédito, los efectos para los países de la región son marginalmente cero. Sin embargo, la respuesta del crédito de Nicaragua es positiva y estadísticamente significativa. Esto puede deberse a un efecto riqueza negativo, debido al encarecimiento de los bienes comprados al exterior. Las importaciones de Nicaragua representan aproximadamente el 55 por ciento del PIB.

Los resultados proveen evidencia que, a pesar de recibir un choque de igual magnitud, el desempeño de la región es heterogéneo. Si bien la metodología empleada permite analizar las reacciones de las variables macroeconómicas, no es posible determinar por medio de ésta que la heterogeneidad observada se deba a diferencias en la implementación de políticas económicas. Sin embargo, esta heterogeneidad que fue identificada está en línea con los argumentos presentados por Galí, J. y Monacelli, T. (2005). En este sentido, sería positivo realizar esfuerzos para identificar la mejor combinación de políticas económicas, tal que se maximice el bienestar de los hogares centroamericanos.

5. Conclusiones

En este documento se presentaron estimaciones de un modelo FAVAR, desarrollado por Bernanke, B., Boivin, J. y Eliasz, P. (2004), para cada uno de los países de la región CARD. La metodología empleada permite resumir una cantidad grande de indicadores económicos, evadiendo el problema de dimensionalidad usual en los modelos VAR. El modelo FAVAR es estimado en dos pasos, donde en la primera fueron estimados los factores, ya que estos son inobservables.

A través de las funciones impulso respuesta se evaluó la incidencia del fortalecimiento del dólar sobre variables macroeconómicas importantes. Los resultados muestran que el desempeño económico de los países ante un fortalecimiento del dólar es heterogéneo entre los países de la región. Esta heterogeneidad puede estar relacionada a las diferencias en las políticas económicas implementadas en cada uno de los países. Así, por ejemplo, aquellos países con un mayor grado de rigidez en su tipo de cambio registran un menor desempeño económico después del choque, principalmente debido a una mayor ampliación en su déficit comercial.

Estas diferencias motivan para continuar investigando respecto a cuál es la

mejor combinación de políticas para estos países que tienen estructuras productivas similares. Particularmente para Nicaragua, el régimen de política actual ha estado vigente desde los años 90, y se han realizado pequeñas modificaciones a este esquema. Por lo tanto, sería de mucho provecho desarrollar otros modelos cuantitativos que permitan conocer las diferencias en el bienestar de los agentes ante diferentes regímenes de política económica.

Referencias

- Azar, S. (2013), 'US Stocks and the US Dollar', *International Journal of Financial Research* **4**(4), 91–106.
URL: <https://ideas.repec.org/a/jfr/ijfr11/v4y2013i4p91-106.html>
- Azar, S. (2014), 'The US Dow and the US dollar', *Applied Economics Letters* **21**(10), 683–686.
URL: <https://ideas.repec.org/a/taf/apeclt/v21y2014i10p683-686.html>
- Banbura, M., Giannone, D. y Reichlin, L. (2010), 'Large Bayesian vector auto regressions', *Journal of Applied Econometrics* **25**(1), 71–92.
URL: <https://ideas.repec.org/a/jae/japmet/v25y2010i1p71-92.html>
- Barakchian, S., Bayat, S. y Karami, H. (2013), 'Common Factors of CPI Sub-aggregates and Forecast of Inflation', *Journal of Money and Economy* **8**(4), 1–17.
URL: <https://ideas.repec.org/a/mbr/jmonec/v8y2013i4p1-17.html>
- Bastourre, D., Carrera, J., Ibarlucia, J. y Sardi, M. (2012), Common Drivers in Emerging Market Spreads and Commodity Prices, BCRA Working Paper Series 201257, Central Bank of Argentina, Economic Research Department.
URL: <https://ideas.repec.org/p/bcr/wpaper/201257.html>
- Belke, A. y Rees, A. (2014), 'Globalisation and monetary policy—A FAVAR analysis for the G7 and the eurozone', *The North American Journal of Economics and Finance* **29**(C), 306–321.
URL: <https://ideas.repec.org/a/eee/ecofin/v29y2014icp306-321.html>
- Benkovskis, K., Bessonovs, A., Feldkircher, M. y Wörz, J. (2011), 'The Transmission of Euro Area Monetary Shocks to the Czech Republic, Poland and Hungary: Evidence from a FAVAR Model', *Focus on European Economic Integration* (3), 8–36.
URL: <https://ideas.repec.org/a/onb/oenbfi/y2011i3b1.html>

- Bernanke, B., Boivin, J. y Eliasz, P. (2004), Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach, NBER Working Papers 10220, National Bureau of Economic Research, Inc.
URL: <https://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/10220.html>
- Broda, C. (2002), Terms of trade and exchange rate regimes in developing countries, Staff Reports 148, Federal Reserve Bank of New York.
URL: <https://ideas.repec.org/p/fip/fednsr/148.html>
- Cashin, P. y McDermott, C. (2002), 'Terms of Trade Shocks and the Current Account: Evidence from Five Industrial Countries', *Open Economies Review* **13**(3), 219–235.
URL: <https://ideas.repec.org/a/kap/openec/v13y2002i3p219-235.html>
- Checo, A., Pradel, S. y Ramírez, F. (2015), Measuring the Effects of the 'Normalization' of US Monetary Policy on Central America and the Dominican Republic, MPRA Paper 68293, University Library of Munich, Germany.
URL: <https://ideas.repec.org/p/pramprapa/68293.html>
- Chung, S. (2016), Gender and Age Group Differences in Employment Responses to Monetary Policy Shocks (in Korean), Working Papers 2016-5, Economic Research Institute, Bank of Korea.
URL: <https://ideas.repec.org/p/bok/wpaper/1605.html>
- Coricelli, F., Balázs, É. y MacDonald, R. (2006), Monetary Transmission Mechanism in Central & Eastern Europe: Gliding on a Wind of Change, William Davidson Institute Working Papers Series wp850, William Davidson Institute at the University of Michigan.
URL: <https://ideas.repec.org/p/wdi/papers/2006-850.html>
- de Bandt, O., B. K. y B. C. (2010), The international transmission of house price shocks, Working papers 274, Banque de France.
URL: <https://ideas.repec.org/p/bfr/banfra/274.html>
- De Mol, C., Giannone, D. y Reichlin, L. (2008), 'Forecasting using a large number of predictors: Is Bayesian shrinkage a valid alternative to principal components?', *Journal of Econometrics* **146**(2), 318–328.
URL: <https://ideas.repec.org/a/eee/econom/v146y2008i2p318-328.html>
- Galí, J. y Monacelli, T. (2005), 'Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy', *Review of Economic Studies* **72**(3), 707–734.
URL: <https://ideas.repec.org/a/oup/restud/v72y2005i3p707-734.html>

- Grui, A. y Lysenko, R. (2017), ‘Nowcasting Ukraine’s GDP Using a Factor-Augmented VAR (FAVAR) Model’, *Visnyk of the National Bank of Ukraine* (242), 5–13.
URL: <https://ideas.repec.org/a/ukb/journal/y2017i242p5-13.html>
- Harberger, A. (1950), ‘Currency depreciation, income, and the balance of trade’, *Journal of Political Economy* **58**(1), 47–60.
URL: <http://www.jstor.org/stable/1826198>
- Jovanovic, B. y Petrovska, M. (2010), Forecasting Macedonian GDP: Evaluation of different models for short-term forecasting, Working Papers 2010-02, National Bank of the Republic of Macedonia.
URL: <https://ideas.repec.org/p/mae/wpaper/2010-02.html>
- Knetter, M. (1994), ‘Did the Strong Dollar Increase Competition in U.S. Product Markets?’, *The Review of Economics and Statistics* **76**(1), 192–195.
URL: <https://ideas.repec.org/a/tpr/restat/v76y1994i1p192-95.html>
- Koop, G. & Korobilis, D. (2010), *Bayesian multivariate time series methods for empirical macroeconomics*, Now Publishers Inc.
- Laursen, S. & Metzler, L. A. (1950), ‘Flexible exchange rates and the theory of employment’, *The Review of Economics and Statistics* **32**(4), 281–299.
URL: <http://www.jstor.org/stable/1925577>
- Litterman, R. (1986), ‘Forecasting with Bayesian vector autoregressions – Five years of experience : Robert B. Litterman, Journal of Business and Economic Statistics 4 (1986) 25-38’, *International Journal of Forecasting* **2**(4), 497–498.
URL: <https://ideas.repec.org/a/eee/intfor/v2y1986i4p497-498c.html>
- Liu, Z., Spiegel, M. M. & Tai, A. (2017), ‘Measuring the effects of dollar appreciation on asia: A favor approach’, *Journal of International Money and Finance* **74**, 353–370.
- McCormack, J. (2018), ‘Dollar strength and emerging market stress are inseparable’, *Financial Times* .
- Molteni, F. y Pappa, E. (2017), The Combination of Monetary and Fiscal Policy Shocks: A TVP-FAVAR Approach, CEPR Discussion Papers 12541, C.E.P.R. Discussion Papers.
URL: <https://ideas.repec.org/p/cpr/ceprdp/12541.html>

- Mönch, E. (2005), Forecasting the yield curve in a data-rich environment: a no-arbitrage factor-augmented VAR approach, Working Paper Series 544, European Central Bank.
URL: <https://ideas.repec.org/p/ecb/ecbwps/2005544.html>
- Ostry, J. D. (1988), ‘The balance of trade, terms of trade, and real exchange rate: An intertemporal optimizing framework’, *Staff Papers (International Monetary Fund)* **35**(4), 541–573.
URL: <http://www.jstor.org/stable/3867110>
- Paccagnini, A. (2017), Forecasting with FAVAR: macroeconomic versus financial factors, NBP Working Papers 256, Narodowy Bank Polski, Economic Research Department.
URL: <https://ideas.repec.org/p/nbp/nbpmis/256.html>
- Pang, I. (2010), Forecasting Hong Kong economy using factor augmented vector autoregression, MPRA Paper 32495, University Library of Munich, Germany.
URL: <https://ideas.repec.org/p/pra/mprapa/32495.html>
- Reinhart, C. & Ostry, J. (1991), Private Saving and Terms of Trade Shocks, MPRA Paper 13716, University Library of Munich, Germany.
URL: <https://ideas.repec.org/p/pra/mprapa/13716.html>
- Rhee, H. J. & Song, J. (2017), ‘Real wage flexibility, economic fluctuations, and exchange rate regimes’, *Open Economies Review* **28**(4), 633–659.
- Sachs, J. D. (1981), ‘The Current Account and macroeconomic Adjustment in the 1970s’, *Brookings Papers on Economic Activity* **12**(1), 201–282.
URL: <https://ideas.repec.org/a/bin/bpeajo/v12y1981i1981-1p201-282.html>
- Sims, C. (1980), ‘Macroeconomics and Reality’, *Econometrica* **48**(1), 1–48.
URL: <https://ideas.repec.org/a/ecm/emetrp/v48y1980i1p1-48.html>
- Tatom, J. (1988), ‘The link between the value of the dollar, U.S. trade and manufacturing output: some recent evidence’, *Review* (Nov), 24–37.
URL: <https://ideas.repec.org/a/fip/fedlrv/y1988inovp24-37.html>
- Østrup, F. (2005), Fiscal Policy and Welfare under Different Exchange Rate Regimes, Working Papers 2005-1, Copenhagen Business School, Department of Finance.
URL: <https://ideas.repec.org/p/hhs/cbsfin/200501.html>

A. Anexos

TABLA A1: Variables de la región CARD

Índice mensual de actividad económica	Agregado monetario M1
Índice de precios al consumidor	Agregado monetario M2
Exportaciones	Dinero en circulación
Importaciones	Depósitos totales
Remesas	Crédito
Balanza comercial	Crédito al sector público
Reservas internacionales netas	Crédito al sector privado
Tipo de cambio de venta	Crédito a no residentes
Tipo de cambio real multilateral	Tasa de interés activa
Ingresos tributarios	Tasa de interés pasiva
Gasto del gobierno	Tasa de interés real activa
Base monetaria ampliada	Tasa de interés real pasiva
Base monetaria restringida	

Fuente: Elaboración propia.

TABLA A2: Variables externas (EE.UU.)

Índice dólar	Tasa de desempleo
Índice de producción industrial	Índice de precios al productor
Índice de precios al consumidor	Agregado monetario M1
Ventas al por menor	Agregado monetario M2
Precios de viviendas	Tasa de interés de bonos del tesoro (3 meses)
Precio del petróleo WTI	Tasa de interés de bonos del tesoro (1 mes)

Fuente: Elaboración propia.

TABLA A3: Muestra por países

País	Muestra
Costa Rica	Diciembre 2002 a Diciembre 2019
El Salvador	Enero 2006 a Diciembre 2019
Guatemala	Diciembre 2002 a Diciembre 2019
Honduras	Enero 2003 a Diciembre 2019
Nicaragua	Diciembre 2002 a Diciembre 2019
Rep. Dominicana	Enero 2008 a Diciembre 2019

Fuente: Elaboración propia.

Salario mínimo y su impacto en las remuneraciones: caso de Nicaragua

Luvy Barquero Vega e Israel Munguía Martínez*

Resumen

Estudios empíricos han demostrado que la dinámica del salario mínimo tiene su impacto en las variaciones de las remuneraciones promedio en una economía, fenómeno que, durante las últimas décadas, para el caso de Nicaragua, aún no ha sido cuantificado. Con lo cual, el objetivo del presente estudio es conocer y cuantificar el efecto que los reajustes del salario mínimo provocan en el corto y largo plazo en las remuneraciones y su dinámica, para el caso de Nicaragua, durante el período 2004–2018. Paralelamente, se pretende dimensionar el efecto del *Índice Kaitz*, el cual demuestra que la brecha entre el salario mínimo y las remuneraciones se va reduciendo en el tiempo.

Palabras Clave: Salario Mínimo, Remuneraciones, Nicaragua.
Códigos JEL: J30, J31, J80.

*La autora es Investigadora Principal del Banco Central de Nicaragua y el coautor es estudiante de último año de la carrera de Ingeniería en Economía y Negocios de la Universidad de Ingeniería. Para comentarios comunicarse a los correos: lbv@bcn.gob.ni o israelmunguiamartinez@gmail.com. El contenido de este documento es de exclusiva responsabilidad de sus autores y no representa la posición oficial del Banco Central de Nicaragua.

1. Introducción

El salario mínimo ha sido un tema de controversia en la teoría económica durante las últimas décadas. A pesar de que los salarios fueron un tema de interés desde tiempos de Smith (*The Wealth of Nation* 1776), donde se abordó la temática con una perspectiva innovadora para su época, actualmente el salario mínimo representa una medida para interactuar en el mercado de trabajo. Sus efectos pueden ser positivos o negativos para los asuntos económicos.

Para el caso de Nicaragua, se desconoce si los ajustes del salario mínimo han tenido un efecto dominó en las remuneraciones promedio durante las últimas décadas, tampoco se ha cuantificado el tamaño de ese efecto, y si el impacto es mayor o menor según la actividad económica. Aún no se conoce si el impacto es solamente de corto plazo, y si pierde vigor en el mediano y largo plazo. A fin de responder estas preguntas, se ha elaborado el presente estudio, cuyo objetivo es cuantificar el impacto que sobre el nivel de remuneraciones provocan los reajustes semestrales de salario mínimo ocurridos durante Nicaragua para el período 2004 – 2018.

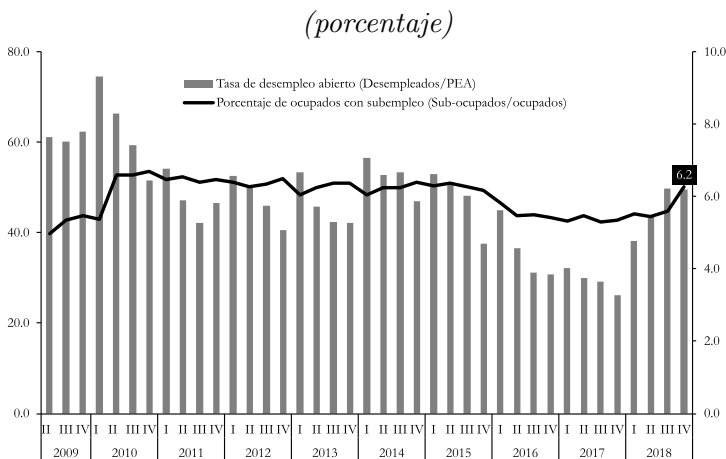
La preponderancia del tema lo resume la OIT en su informe del año 2017, donde destaca que “para reducir la desigualdad salarial, muchos países han recurrido a la medida de fijar un salario mínimo o mejorar el existente”. También señala “que las crisis y la tendencia a más largo plazo de mayor desigualdad, han relanzado los debates sobre el salario mínimo” (OIT 2017). Con lo cual, el salario mínimo y su impacto en las variables macroeconómicas es uno de los temas más discutidos y analizados en la literatura económica moderna. Asimismo, como lo señalan [Belman & Wolfson \(2014\)](#), es de sumo interés evaluar el impacto de la política de salario mínimo en los países en vías de desarrollo, porque las autoridades gubernamentales de estos países tienen dificultades para mejorar las condiciones de vida de los trabajadores con menores ingresos, y paralelamente deben lidiar con el gran ejército de trabajadores informales ([Belman & Wolfson 2014](#)).

El tema cobra importancia para Nicaragua, por cuanto la política del salario mínimo es vital para: i) paliar la pobreza; ii) proveer mayor bienestar a los grupos más vulnerables de la sociedad; iii) reducir la desigualdad entre los diversos estratos de la población. Por otro lado, es de gran interés de las autoridades de gobierno conocer el rol que juega la política de salario mínimo en la dinámica del desempleo en el país, así como en el incremento del

trabajo informal, mismo que se ha acelerado en el último bienio en Nicaragua.

Luego de mantener tasas de crecimiento del 4.9 por ciento en los últimos 10 años (sin incluir el 2009), a partir del año 2018 la actividad económica nicaragüense ha venido deteriorándose. En consecuencia, el mercado laboral registró una reducción de los afiliados a la seguridad social (-17.3% inter-anual en 2018), donde las actividades económicas más afectadas han sido: comercio, servicios comunales, sociales y personales, y servicios financieros. El Informe de Empleo de la Encuesta Continua de los Hogares (ECH) del Instituto Nacional de Información de Desarrollo (INIDE) reportó que la tasa de desempleo abierto se ubicó en 6.2 por ciento (véase la Figura 1) al tercer trimestre de 2018 (3.3% al IV trimestre de 2017), incrementándose además el empleo informal (BCN 2018).

FIGURA 1: Indicadores del mercado laboral en Nicaragua



Fuente: Encuesta Continua a Hogares (ECH), INIDE.

En tanto, durante el año 2018, el Ministerio del Trabajo (MITRAB) ajustó el salario mínimo en 10.4 por ciento para todos los sectores de la economía nacional, y 8.0 por ciento para las pequeñas y medianas empresas (PYME). Este ajuste se aplicó en partes iguales para el primer y segundo semestre, entrando en vigencia a partir de marzo y septiembre de 2018 (BCN 2018). Por su parte, el Instituto Nicaragüense de Seguridad Social (INSS) reportó que el salario nominal promedio de sus afiliados creció 9.7 por ciento (4.5% en términos reales), asociado principalmente, al incremento salarial de los trabajadores de los sectores educación, salud y defensa (BCN 2018). Esta

información es una muestra que al incrementarse el salario mínimo, también hay aumentos en las remuneraciones promedio de los trabajadores.

A fin de cumplir con el objetivo del estudio, se ha aplicado una regresión econométrica que permite medir el *efecto fero* o impacto de las políticas en el corto plazo. Para la medición del efecto de largo plazo, fue utilizado el Modelo de Corrección de Errores (MCE). Se han realizado las estimaciones utilizando datos administrativos, extrayéndose muestras a partir de las bases de datos que publican el MITRAB, el INSS y el Banco Central de Nicaragua (BCN).

Este esfuerzo es una contribución a la escasa literatura del salario mínimo en Nicaragua, su utilidad se reviste además porque da cobertura al año 2018, un año irregular para la economía nicaragüense y aún no estudiado. El documento se presenta en el siguiente orden de exposición: en la sección 2 se muestra una recopilación de la literatura internacional y la nacional sobre el efecto que causa el salario mínimo sobre las remuneraciones. La sección 3 hace referencia al mercado laboral en Nicaragua, así como al contexto institucional y legal de su política de salario mínimo. La sección 4 muestra la metodología utilizada para medir el impacto de la política de salario mínimo. En las secciones 5 y 6 se explican los resultados, y se cierra la investigación con las conclusiones.

2. Revisión de literatura

Se conoce de una gran cantidad de estudios realizados con el objetivo de medir el impacto que la política de salario mínimo ha causado en el mercado laboral con resultados diversos. La presente revisión de la literatura económica muestra el impacto del salario mínimo en el mercado laboral, concentrándose en su efecto en las remuneraciones. Inicialmente se muestra la evidencia en los países desarrollados, en base a las investigaciones empíricas realizadas para esas economías. Luego se presenta evidencia de los resultados encontrados para los países latinoamericanos, y se concluye con la investigación realizada para el mercado laboral en Nicaragua.

Acorde con la teoría neoclásica bajo competencia perfecta, aún durante la década de los noventa, como lo menciona Manning, los economistas mantenían el consenso de que movimientos del salario mínimo provocaba pérdidas de puestos de trabajo (Manning 2016). Sin embargo, los estudios de Card y Krueger, y de Katz y Krueger encontraron que no hay evidencia de efec-

tos significativos sobre el empleo (Card & Krueger 1992, Katz & Krueger 1992). Por su parte, Neumark y Wascher realizaron una revisión cualitativa de estudios sobre el tema durante 1990-2006, cuyos resultados mostraron que empíricamente se observan efectos negativos en el empleo, pero no en todos los casos fueron estadísticamente significativos (Neumark & Wascher 2007).

En tanto, Boockmann hizo una revisión de 55 artículos que medían el efecto del salario mínimo en el empleo de 15 países industrializados, encontrando que los efectos son heterogéneos entre países, y las diferencias se originan en las características de las instituciones de cada país. En cuanto al impacto del salario mínimo en las remuneraciones, se encontró evidencias que la política afecta la distribución de los ingresos en éstos países, impactando además a los trabajadores no afectados directamente por la política (Boockmann 2010).

En cuanto al impacto del salario mínimo en el mercado laboral de las economías latinoamericanas, se ha demostrado que está en dependencia del peso que tiene el mínimo con respecto a las remuneraciones promedio que prevalecen en la economía, al número de trabajadores cubiertos por el salario mínimo, el respeto a la Ley, el tamaño del empleo informal y las características institucionales de cada economía (Lemos 2009). En Colombia, Maloney encontró que el salario mínimo aumentó la probabilidad de que los asalariados pasen al desempleo (Maloney 2004). Maurizio y Vásquez hallaron evidencias que en Argentina, Brasil y Uruguay, el incremento del mínimo afectó fuertemente las colas de los grupos más bajos en la distribución de ingresos, disminuyendo la desigualdad salarial (Maurizio & Vásquez 2016).

En Chile, Grau, Miranda y Puentes encontraron que las remuneraciones de los trabajadores tratados aumentan después de un alza del salario mínimo, y que además no provoca una caída en el nivel de empleo (Grau et al. 2018). En México, se demostró que un mayor salario mínimo que no vaya de la mano con productividad y competitividad, puede tener efectos redistributivos entre los trabajadores, unos pueden obtener mayores ingresos, pero otros pueden llegar a perder su empleo formal. Lo que además, podría afectar de manera importante a la inflación (BdeM 2016).

Resumiendo, los estudios empíricos realizados en otros países encuentran que el salario mínimo tiene efecto significativo en el nivel de remuneraciones, incluidos los trabajadores que son indirectamente afectados, pero no hay consenso en cuanto al impacto de la política en el empleo. Esto lo retoma el

informe de la OIT, donde menciona que de los datos recientes se infiere que si se establece el salario mínimo en un nivel adecuado y teniendo en cuenta las necesidades de los trabajadores y de sus familias, además de los factores económicos, los ingresos de los trabajadores mal remunerados –muchos de los cuales son mujeres– pueden aumentar sin que ello tenga efectos negativos significativos sobre el empleo (OIT 2017).

El estudio empírico para Nicaragua fue realizado por Alaniz, Gindling y Terrell, encontrando que un incremento de 10 por ciento en el salario mínimo aumenta en 5 por ciento el salario de los trabajadores que ganan ± 20 por ciento respecto al mínimo, pero disminuye el empleo en este sector en más del 5 por ciento. Asimismo, encontraron que un aumento del mínimo lleva a una reducción de la pobreza en los hogares, pero además lleva a un incremento de la informalidad laboral en el país (Alaniz et al. 2011).

A continuación, se presenta una breve reseña sobre las características del mercado laboral y las remuneraciones en la economía nicaragüense.

3. Evidencia Empírica del mercado laboral y remuneraciones en Nicaragua

3.1. Marco normativo e institucional sobre salario mínimo en Nicaragua

El primer país que estableció salarios mínimos fue Nueva Zelandia en el año 1894, le siguió Australia en 1986, luego Gran Bretaña en 1909, y en Latinoamérica el primero fue Perú en el año 1916. El objetivo común fue garantizar el mínimo de subsistencia para las familias. Es por la necesidad de establecer y fijar los salarios mínimos que surge la Convención de la Conferencia General de la Organización Internacional del Trabajo (OIT) en 1928. Es así que la OIT en su XVI convención instituyó la política de salario mínimo para los demás países. El convenio alentaba a los Estados Miembros a aplicar el salario mínimo: “los trabajadores empleados en industrias o partes de industria (especialmente en las industrias a domicilio) en las que no exista un régimen eficaz para la fijación de salarios, por medio de contratos colectivos u otro sistema, y en las que los salarios sean excepcionalmente bajos” (OIT 1928).

En Nicaragua, se ha establecido el salario mínimo en una serie de leyes. En

la Ley No. 129 se define su concepto y ordena su procedimiento de cálculo¹. Además creó la Comisión Nacional de Salario Mínimo, adscrita al MITRAB, instancia encargada de normar y regular los procedimientos de fijación del salario mínimo (Ley de Salario Mínimo, Ley No. 129 del 24 de mayo de 1991). Entre estos procedimientos están:

1. Fijación del salario mínimo al menos una vez cada seis meses, dependiendo de las modalidades de cada trabajo, las condiciones particulares de cada región, y el sector económico;
2. Se fija por unidad de tiempo, obra o por tarea, pudiendo calcularse por hora, día, semana, catorcenal, quincenal y mensualmente;
3. Los empleadores y trabajadores podrán negociar salarios mayores al mínimo establecido;
4. El salario mínimo se fija en base a un porcentaje del valor de la canasta básica de 53 productos, para satisfacer las necesidades mínimas de una familia promedio;
5. Puede ser reajustado cuando se modifique el tipo de cambio o se alteren las condiciones económicas y sociales.

En 2007 fue promulgada la nueva Ley No. 625, donde se introdujeron cambios importantes en la legislación del salario mínimo. Uno de esos cambios consiste en darle mayor respaldo institucional a la Comisión Nacional de Salario Mínimo, integrada por representantes de sectores públicos, privados y trabajadores, y presidida por el MITRAB (Ley de Salario Mínimo. Ley No. 625, aprobada el 31 de Mayo del 2007). Entre los nuevos elementos que se agregan a la Ley, están:

1. Se amplía el alcance del salario mínimo, vinculándolo a la seguridad social;
2. Se fija cada seis meses, atendiendo las modalidades de cada trabajo y sector económico;
3. Nuevos elementos para definir el salario mínimo, como un porcentaje fijo del valor de la canasta básica de 53 productos e introduce un

¹Según el Arto. 2 de la Ley 129, el salario mínimo es la retribución ordinaria que satisfaga las necesidades mínimas de orden material, moral y cultural del trabajador y que esté en relación con el costo de subsistencia y las condiciones y necesidades en las diversas regiones del país.

nuevo procedimiento metodológico para calcular el valor de la canasta básica². Este nuevo procedimiento hizo posible que en 2007 el valor de la Canasta Básica fuese 2.6 veces mayor a la que se usaba de referencia con la antigua Ley;

4. Se toman en consideración otras variables, como: el “nivel general salarial, el costo de la vida y sus variaciones, prestaciones de seguridad social, el nivel de vida de otros grupos sociales y los salarios más altos pagados por el Estado, así como los factores económicos, la productividad y la conveniencia de alcanzar y mantener un alto nivel de empleo”. Desde 2001, la Comisión fija nueve salarios mínimos diferentes, acorde con la estructura sectorial que el BCN define en las Cuentas Nacionales para seguimiento de la economía nicaragüense.

En otros países de la región, el salario mínimo se fija por un año y la relación directa es con los niveles de inflación, el costo de la vida expresada en una cesta de bienes, y también se considera el crecimiento económico y la productividad como referencias. En estas legislaciones no se establecen procedimientos metodológicos para relacionar al salario mínimo con la productividad laboral y otros factores.

A continuación, se presentan las características y dinámica de las principales variables en estudio.

3.2. Comportamiento del salario mínimo y remuneraciones en Nicaragua durante el período 2004-2018

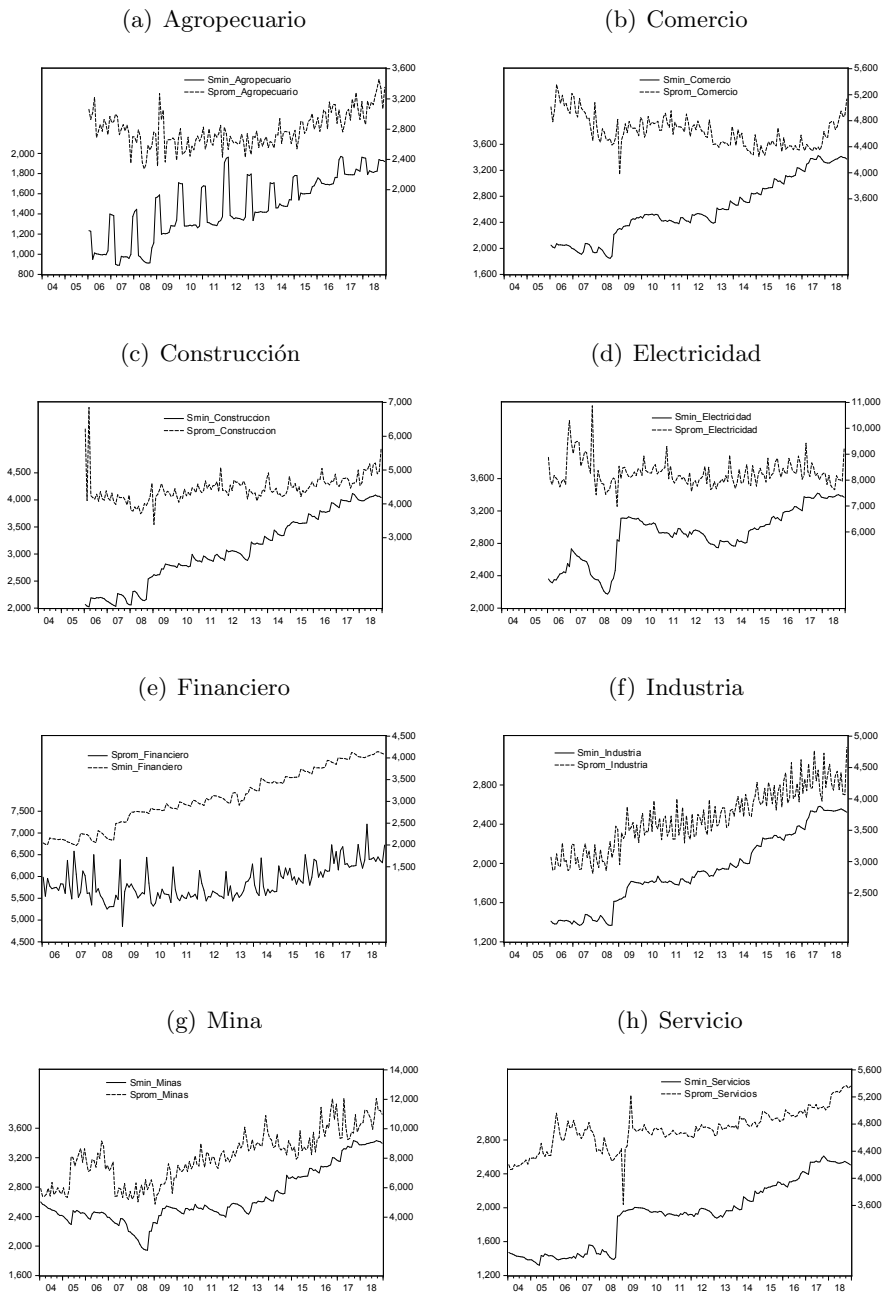
3.2.1. Salario mínimo efectivo

De acuerdo a la Ley No. 625, “el salario mínimo es la retribución ordinaria que satisfaga las necesidades mínimas de orden material, seguridad social, moral y cultural del trabajador y que esté en relación con el costo de las necesidades básicas de vida y las condiciones y necesidades en las diversas regiones del país”³. El salario mínimo efectivamente pagado es el salario más bajo registrado en la planilla de las empresas que se observan a través del sistema estadístico salarial del MITRAB.

²Toma en cuenta “las cantidades y los valores nutritivos y caloríficos en niveles saludables, necesarios para los miembros de una familia promedio”.

³Ley de Salario Mínimo. Ley No. 625, aprobada el 31 de mayo del 2007.

FIGURA 2: Salario mínimo y promedio por actividad (córdobas reales)



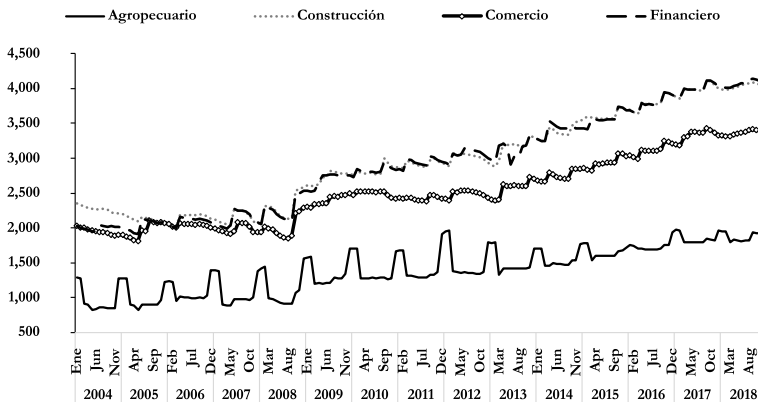
Fuente: Elaboración propia con datos del BCN.

Se presentan los mínimos para nueve sectores de la economía nacional: agropecuario; minas; industria manufacturera; electricidad, gas y agua; construcción; comercio; transporte y almacenamiento; financiero; servicios comunales, sociales y personales. En la Figura 2 se muestra la dinámica del salario promedio simple y mínimo de cada sector por mes y año (2004 – 2018).

En las Figuras 2 y 3 se observa que el salario mínimo real es creciente en el tiempo en algunos sectores. El salario más bajo se paga en el sector agropecuario, mientras que el más alto está en el sector financiero y construcción. Las tasas de salarios mínimos se ajustan cada 6 meses según las particularidades de cada sector económico. Esta fijación se hace por unidad de tiempo o por destajo, y puede ser calculada en base horaria, diaria, semanal, quincenal o mensual⁴.

FIGURA 3: Salario mínimo por actividades económicas

(córdobas constantes)



Fuente: Elaboración propia con base en datos del BCN.

3.2.2. Remuneraciones

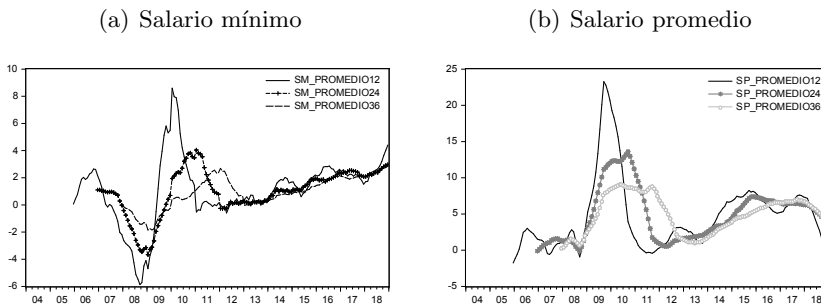
En el presente estudio, al salario nominal promedio publicado por el INSS se denominará remuneraciones, el cual se calcula como el promedio simple de la masa salarial de asegurados entre el número de empleados adscritos al régimen de la seguridad social. El salario promedio mensual que devengan los asegurados del INSS se publica según la clasificación por actividad económica de los empleados.

⁴Ley de Salario Mínimo. Ley No. 625, aprobada el 31 de mayo del 2007.

El salario promedio real se mantiene estable en el tiempo, lo que muestra que el salario nominal se va ajustando a la inflación de bienes y servicios, para mantener el poder adquisitivo del mismo. Se constata que en Nicaragua, los mayores salarios promedio son para los trabajadores de los sectores de minas y canteras, seguido por electricidad, gas y agua.

En cuanto a su dinámica, a través de ventanas móviles de 12, 24 y 36 meses (véase la Figura 4), se observa que el impacto de un shock en el salario mínimo y remuneraciones, tendrá mayor relevancia en 12 meses, persistencia que se suaviza en 24 y 36 meses.

FIGURA 4: Persistencia del salario mínimo y salario promedio en Nicaragua



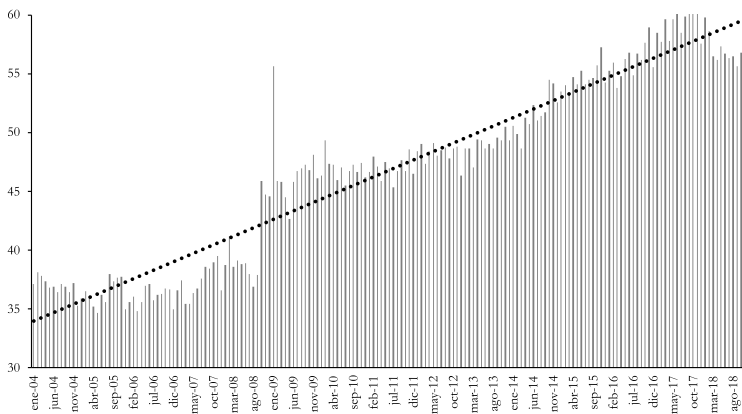
Fuente: Elaboración propia con base en datos del BCN.

3.2.3. Índice Kaitz

El Índice Kaitz es definido por Dolado, Flegueroso y Jimeno como el cociente entre salario mínimo y salario medio de una economía (Dolado et al. 1999). La OIT menciona en su último informe, que el indicador estadístico utilizado con mayor frecuencia para evaluar el nivel del salario mínimo en relación con las circunstancias económicas y sociales nacionales, es probablemente el coeficiente entre los salarios mínimos y la mediana salarial (OIT 2017).

La OIT enfatiza además que, en muchos países, el Índice de Kaitz se emplea como herramienta para supervisar el nivel del salario mínimo, y los debates suelen girar en torno a cuál Índice de Kaitz será el apropiado en las circunstancias del país, para optimizar los beneficios sociales y económicos, y reducir al mínimo los posibles efectos adversos sobre el empleo y la inflación.

FIGURA 5: Índice Kaitz en Nicaragua



Fuente: Elaboración propia con base en datos del BCN.

En la Figura 5 se observa que el Índice para Nicaragua es creciente en el tiempo, con lo cual se infiere que hay un incremento relativo de los salarios mínimos con respecto a las remuneraciones promedio, situando al Índice de Kaitz global en torno al 56.7 por ciento en 2018, mayor en 19.7 puntos porcentuales con respecto al promedio de 2004 (37.0%). Esto implica que al reducirse la brecha salarial, se puede inferir que se aminora la desigualdad de ingresos de los trabajadores.

De acuerdo al reporte de la OIT para la Unión Europea en su conjunto, el promedio ponderado de los salarios mínimos fijados se sitúa en un 50 por ciento de la mediana salarial (OIT 2017). De acuerdo a García, para el año 2014, el Índice de Kaitz de EE.UU. fue de 34, España 39, Alemania 56 y Francia 62, entre otros países miembros de la OCDE (García 2014).

En las economías emergentes, la varianza parece ser mayor entre los salarios relativamente bajos de Vietnam o México y los niveles muy superiores de Filipinas e Indonesia. En Perú, India, Brasil y Costa Rica el salario mínimo varía entre el 68 y el 82 por ciento de la mediana salarial. El informe de la OIT enfatiza que algunas economías emergentes tienen un nivel significativamente mayor de desigualdad salarial y de la renta que algunas economías avanzadas. En las economías emergentes, la distribución salarial suele caracterizarse por una distribución comprimida hacia la mediana, lo cual significa que el asalariado medio suele percibir un salario bastante bajo, y una cola superior muy prolongada, en la que quienes perciben un salario de máximo

nivel, ganan mucho más que quienes están en la mediana salarial (OIT 2017).

Seguidamente, se detalla el marco metodológico utilizado para encontrar las afectaciones que el salario mínimo provoca en la dinámica de las remuneraciones.

4. Marco Metodológico

4.1. Datos

Para realizar las estimaciones, se han construido muestras a partir de las bases de datos que publican el MITRAB, el INSS y el BCN. Los datos de remuneraciones corresponden al salario promedio de todos los sectores económicos, publicados por el BCN, cuya fuente es el INSS. En caso del salario mínimo, se consideró el salario mínimo promedio de todos los sectores, efectivamente pagado, compilados por el MITRAB⁵ y publicados por el BCN. Se utilizaron series mensuales que inician en enero de 2004 hasta diciembre de 2018. Ambos salarios han sido expresados en términos reales⁶. El índice Kaitz es la razón del salario mínimo y salario promedio.

Asimismo, se utilizaron los salarios mínimos y remuneraciones promedio de cada uno de los nueve sectores económicos⁷ a saber: agropecuario, silvicultura, caza y pesca; minas y canteras; industria manufacturera; electricidad, gas y agua; construcción; comercio; transporte, almacenamiento y comunicaciones; financiero; y servicios comunales, sociales y personales.

4.2. Modelo de Corrección de Errores

La presente investigación utiliza un Modelo de Corrección de Errores (MCE) el cual se basa en la teoría de cointegración y ofrece un marco de referencia para el análisis de regresión y las propiedades estocásticas de los datos. Este modelo es el principal instrumento utilizado en la presente investigación.

Se especificó un MCE con el objetivo de medir la velocidad de convergencia de las variables salario mínimo y remuneraciones a su equilibrio en el largo

⁵El MITRAB realiza mensualmente una encuesta aleatoria a empresas con más de 20 trabajadores adscritos al INSS.

⁶Los datos fueron deflactados por el IPC.

⁷De acuerdo a sectorización realizada por el BCN en la publicación mensual de salario mínimo y remuneraciones (www.bcn.gob.ni).

plazo, una vez comprobada la cointegración de las variables.

Siguiendo a Pérez (2006), si las variables x_t e y_t tienen el mismo orden de integración I(1) y están cointegradas mediante la relación:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t + u_t$$

donde:

y_t representa la remuneración promedio.

x_t representa el salario mínimo.

u_t el término de error del modelo.

Entonces, el MCE asociado es el siguiente:

$$\Delta y_t = \alpha + \delta \Delta x_t + \gamma(y_{t-1} - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 \hat{x}_{t-1}) + \epsilon_t$$

$$\Delta y_t = \alpha + \delta \Delta x_t + \gamma \hat{u}_t + \epsilon_t$$

De este modelo, las variaciones de y_t (Δy_t) dependen de las variaciones experimentales en x_t a través de Δx_t , y del equilibrio que se produjo en el período anterior a través del término de corrección de error (TCE), el cual se expresa como $TCE = y_{t-1} - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 \hat{x}_{t-1}$.

Si la variable y estaba en el periodo $t-1$ por encima de su valor de equilibrio, es de esperar que γ sea negativo. Si la variable y estaba en el periodo $t-1$ por debajo de su valor de equilibrio, es de esperar que γ sea positivo.

En caso que las variables de un modelo estén cointegradas, éste podrá analizarse mediante un MCE, por tanto, el modelo expresará el cambio presente en la variable dependiente como una función lineal de los cambios en las variables explicativas y del Término de Corrección del Error (TCE). Conclusivamente, en este modelo interesa encontrar δ y γ para entender las relaciones de corto y largo plazo entre el salario mínimo y las remuneraciones.

El coeficiente γ del término de corrección del error representa la velocidad de convergencia del error (ϵ_t) dado el MCE, y se expresa como sigue:

$$\Delta y_t = \alpha + \delta \Delta x_t + \gamma(y_{t-1} - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 \hat{x}_{t-1}) + \epsilon_t$$

Con lo cual, se podrá validar la importancia del modelo $y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t + u_t$ en el largo plazo. En este modelo interesa encontrar los coeficientes δ y γ para entender la relaciones de corto y largo plazo entre el salario mínimo y las remuneraciones.

4.3. *Efecto Faro*

Se utiliza el *efecto faro*, como un modelo sencillo y de corto plazo para estimar la elasticidad de remuneraciones ante cambios del salario mínimo y el cociente Kaitz.

De acuerdo al estudio realizado por el Banco de México sobre el salario mínimo e inflación, el *efecto faro* consiste en el traspaso que tienen los aumentos del salario mínimo sobre el resto de la distribución salarial, en especial sobre los ingresos de los trabajadores cuyo salario está por encima de este indicador. Se denomina de esta manera ya que el cambio en el salario mínimo se utiliza como “faro” por ser una referencia para incrementos de otros salarios. El *efecto faro* puede ocurrir cuando, por ejemplo, un incremento en el salario mínimo es percibido por los trabajadores que ganan más del salario mínimo, como una señal de que el costo de vida ha aumentado, consecuentemente negocian un aumento de sus propios salarios, tomando como base el cambio en el salario mínimo (BdeM 2016).

Se encuentra evidencia que el *efecto faro* en los países desarrollados es modesto. Los investigadores Neumark, Schweitzer y Wascher utilizaron una encuesta a los hogares de EE.UU. y encontraron que la elasticidad de los salarios de los trabajadores que se ubican entre una vecindad de 10 centavos alrededor de un salario mínimo es 0.79; elasticidad de 0.41 para los trabajadores que ganan entre 1.1 y 1.2 salarios mínimos; y de 0.06 para los trabajadores que ganan entre 2 y 3 salarios mínimos (Neumark et al. 2000).

En tanto, el efecto faro en las economías en desarrollo es generalmente más evidente, teniendo un efecto de mayor magnitud y para mayores niveles salariales que los observados en las economías avanzadas. Maloney y Nunez analizaron dicho efecto en ocho economías latinoamericanas, encontrándose que los trabajadores tienden a acumularse en múltiplos exactos del salario mínimo, y que el efecto del salario mínimo real sobre los demás salarios va disminuyendo conforme se avanza en la distribución salarial (Maloney & Nunez 2003).

4.3.1. Especificación econométrica del *efecto faro*

Para el caso de Nicaragua, y con el objetivo de conocer el *efecto faro* que tiene el salario mínimo y el *índice Kaitz* en las remuneraciones, se ha utilizado la especificación econométrica siguiente:

$$\Delta \ln(Sprom)_t = \alpha + \beta[\Delta \ln(Smin)_t] + \mu \left[\Delta \left(\frac{Smin_{t-6}}{Sprom_{t-6}} \right) \right] + \epsilon_t$$

Donde:

$\Delta \ln(Sprom)$ representa la variación mensual del logaritmo natural del salario promedio;

$\Delta \ln(Smin)$ representa a la variación mensual del logaritmo natural del salario mínimo;

$\Delta \left(\frac{Smin_{t-6}}{Sprom_{t-6}} \right)$ o Índice Kaitz, mide cuantas veces el salario promedio contiene al salario mínimo, también se puede interpretar como la distancia salarial porcentual de las remuneraciones respecto al salario mínimo, seis meses antes de su revisión en el mes t . Se utiliza el índice Kaitz con seis meses de rezago, a fin de capturar el efecto del acuerdo del salario mínimo, que en Nicaragua se revisa cada seis meses. Asimismo, se evita el problema de endogeneidad del Índice.

ϵ_t es el término de error.

El valor de β indica cuan sensibles o elásticas son las remuneraciones ante variaciones del salario mínimo. En tanto, μ muestra que tanto afecta la brecha existente entre salario mínimo y remuneraciones en el comportamiento de las remuneraciones en el tiempo.

4.4. Modelo de Rezagos Distribuidos (ARDL)

Conjuntamente se usó un Modelo de Rezagos Distribuidos (ARDL, por sus siglas en inglés) para analizar la importancia que tiene el crecimiento del salario mínimo sobre el crecimiento de las remuneraciones. Se plantea como sigue:

$$s_t = \mu_w + \sum_{t=1}^p \gamma_i s_{t-1} + \sum_{j=1}^q \rho_j r_{t-j} + \epsilon_t$$

Donde p son los rezagos para la tasa de crecimiento de los salarios mínimos (s), y q son los rezagos para la tasa de crecimiento de las remuneraciones (r), μ_w es la constante del modelo, y ε_t son los residuos del modelo, los cuales se distribuyen $N \sim (0, \sigma_\varepsilon)$.

4.5. Vector Autorregresivo (VAR)

Siguiendo la metodología de [Novales \(2017\)](#) y con el objetivo de caracterizar las interacciones simultáneas entre salario mínimo y remuneraciones, se utilizó un modelo de vectores autoregresivos, el cual está formado por un sistema de ecuaciones de forma reducida sin restringir. Que las ecuaciones sean de forma reducida, implica que los valores contemporáneos de las variables incluidas en el VAR no aparecen como variables explicativas en ninguna de las ecuaciones, por el contrario, el conjunto de variables explicativas de cada ecuación está constituido por un bloque de retardos de cada una de las variables del modelo. Ahora, que las ecuaciones sean no restringidas, implica que aparecen en cada una de ellas el mismo grupo de variables explicativas.

Partiendo de un modelo matricial de primer orden, un modelo VAR puede escribirse como:

$$By_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 y_{t-1} + GZ_t + \varepsilon_t$$

Nótese que los coeficientes de y_t no son la matriz identidad. Suponiendo que la matriz B tiene inversa, lo que requiere que el determinante de B sea diferente de cero ($\det(B) \neq 0$). Se tendría entonces:

$$\begin{aligned} y_t &= B^{-1}\Gamma_0 + B^{-1}\Gamma_1 y_{t-1} + B^{-1}GZ_t + B^{-1}\varepsilon_t \\ &= A_0 + A_1 y_{t-1} + MZ_t + u_t \end{aligned}$$

Y esta es la presentación en forma reducida, o modelo vectorial autoregresivo. Para la correcta selección de los rezagos óptimos de VAR, se utilizó el criterio de selección de Lag Order, que se encuentra en la figura [A2](#) en Anexo, en donde se determinó que el rezago óptimo eran tres períodos, bajo los criterios Schwarz y Hannan-Quinn.

Por otro lado, las funciones de respuesta al impulso miden la reacción de una de las variables a un shock en una de las innovaciones estructurales. En un sistema de interrelaciones, todas las variables reaccionarán a dicho shock, además, tratándose de un modelo dinámico, puede haber reacciones contemporáneas pero también en los períodos siguientes. Por tanto, para cada innovación del modelo hay tantas funciones de respuesta al impulso

como variables endógenas; cada una de dichas funciones depende del tiempo transcurrido desde que se produce el shock. El ordenamiento de las variables influye en las funciones impulso-respuesta por lo que se ordenó de la más exógena a la menos exógena. A criterio de los investigadores y con base en la intuición económica, el salario mínimo precede a las remuneraciones.

Para determinar la correcta utilización de las funciones impulso-respuesta, se prueba la estabilidad del modelo VAR (véase Figura A2 en Anexos), verificando que las raíces inversas del polinomio característico, se encuentran dentro de círculo unitario. Con lo cual, se muestra que el modelo VAR es estable.

Adicionalmente, se elaboraron proyecciones dinámicas para los años 2017 y 2018 para las variables, con el objetivo de comparar su comportamiento según los datos observados y los pronósticos que arroja el modelo.

4.6. Pruebas econométricas a las series y los modelos

4.6.1. Estacionariedad de las series

Utilizando los datos recopilados para este ejercicio se procedió a realizar el análisis de estacionariedad, y de orden de integración a cada una de las series expresadas en diferencias de su logaritmo natural. Los resultados de los test de raíz unitaria mostraron que las series son no estacionarias, aunque integradas de orden uno ($I(1)$), haciendo que su media y varianza, una vez expresadas en diferencias, sean constantes, lo que permite realizar un correcto análisis econométrico. Con lo cual, si la variable se comportaba de una manera en el pasado, podremos suponer que su dinámica será la misma en el futuro.

Se presenta un resumen de los test de raíz unitaria en la Tabla 1, donde se aprecian los resultados de los test Dickey Fuller Aumentado (ADF) y Phillips Perron (PP), concluyendo que las series en niveles logarítmicos son no estacionarias. No obstante, una vez tomadas las diferencias de sus logaritmos naturales, y considerando el test con constante, intercepto y tendencia, se rechaza la hipótesis nula de que las series posean una raíz unitaria.

TABLA 1: Test de raíz unitaria

Serie	Ho: La serie tiene una raíz unitaria					
	Prueba ADF (p-value)			Prueba PP (p-value)		
	Ninguno	Intercepto	Intercepto y Tend.	Constante	Intercepto	Intercepto y Tend.
Lsprom	0.9212	0.8471	0.1973	0.9607	0.0877	0.0000
Lsprom	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0001	0.0001
LSM	0.9847	0.9167	0.099	0.9905	0.9294	0.0632
LSM	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Kaitz	0.949	0.7995	0.0768	0.9405	0.6081	0.0001
Kaitz	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

Fuente: Elaboración propia

4.6.2. Test de raíz unitaria ante cambio estructural

Sánchez explica que la presencia de cambio estructural en una serie puede conducir a que los test usuales de raíz unitaria se vean afectados, obteniendo el no rechazo de la hipótesis nula de no estacionariedad, cuando en realidad la serie es estacionaria, con lo cual, el cambio estructural puede reducir sustancialmente el poder de los test de raíz unitaria (Sánchez 2008).

Atendiendo el *shock* estructural observado gráficamente en las series de salarios durante 2008-2009, se procedió a evaluar la estacionariedad de las series en presencia de cambio estructural, se aplicaron los test de raíz unitaria en presencia de cambio estructural. Con este objetivo, se utilizó el Breaking Point Unit Root Test, cuyo resultado no rechazó la hipótesis nula que las series en niveles tienen raíz unitaria pero sí en sus primera diferencias. Asimismo, el Test basándose en el método de selección (Minimize Dickey Fuller T Statistic) mostró que los quiebres estructurales se dieron en junio, agosto de 2008 y enero de 2009 (veáse Figura A3 en Anexos).

4.6.3. Presencia de autocorrelación

Con el objetivo de detectar la presencia de autocorrelación en los residuos del modelo *efecto faro*, se utilizó el Estadístico de Durbin-Watson, cuyo resultado indicó que los residuos estaban correlacionados, lo que podría producir errores de predicción en el análisis de la regresión. Para corregirlo, se utilizó una media móvil de orden 1 (MA(1)), logrando que así los errores siguieran un proceso estacionario.

4.6.4. Cointegración de las series

A fin de detectar cointegración de las series en el MCE, se realizó la prueba de Cointegración de Engle Granger (véase la Tabla 2), rechazándose la hipótesis nula que los residuos tienen raíz unitaria, con lo cual las dos variables del modelo cointegran, por tanto, existe un equilibrio estable en el modelo, dando validez al mismo en el largo plazo.

TABLA 2: Resultados de cointegración

	Ho: La serie tiene una raíz unitaria					
	Prueba ADF (p-value)			Prueba PP (p-value)		
	Ninguno	Intercepto	Intercepto y Tend.	Constante	Intercepto	Intercepto y Tend.
resid02	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
resid03	0.0033	0.0430	0.0673	0.0000	0.0000	0.0000

Fuente: Elaboración propia.

4.6.5. Causalidad de Granger

Se procedió a realizar el Test de Causalidad de Granger, para ello se utilizó un Vector Autorregresivo (VAR) con el fin de medir la longitud de los rezagos óptimos según diferentes criterios (véase la Tabla 3). La mayoría de los criterios encontró como óptimos el tercer y séptimo rezagos.

TABLA 3: Prueba de causalidad de Granger

Hipótesis Nula	Rezagos						
	2	3	4	5	6	7	8
Smin → Sprom	0.5924	0.0001	0.0002	0.0009	0.00008	7.00E-08	2.00E-08
Sprom → Smin	0.2171	0.3381	0.5986	0.71142	0.9031	0.8384	0.8284

Ho: $X \rightarrow Y$ No causa en el sentido de Granger a Y.

Fuente: Elaboración propia.

Los resultados del Test a la Granger presentados en la Tabla 3, muestran que la causalidad va de Salario Mínimo a Remuneraciones a partir del tercer rezago. Además, se cumple la hipótesis nula de no causalidad a la Granger de Remuneraciones a Salario Mínimo.

Finalmente destacar que la causalidad de Granger no debe interpretarse como una causalidad en el sentido estricto, sino como una prueba estadística que muestra la precedencia temporal de las series de tiempo. Aunque en este caso, el Test corrobora lo que el *efecto faro* predice.

5. Resultados

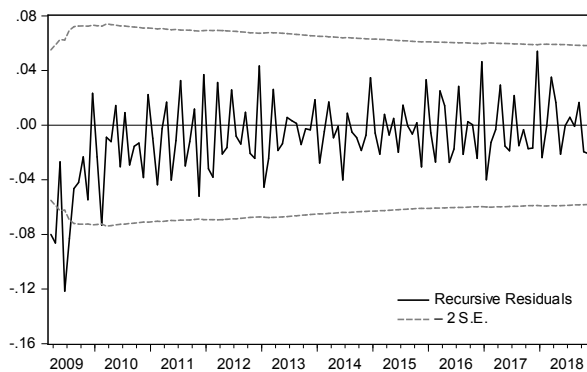
5.1. Modelo de Corrección de Errores

Una vez implementado el modelo siguiente:

$$\Delta y_t = \alpha + \delta \Delta x_t + \gamma(y_{t-1} - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 \hat{x}_{t-1}) + \epsilon_t$$

El diagnóstico de la estabilidad del modelo sugirió la existencia de posibles cambios estructurales. Utilizando el Método de Residuos Recursivos se detectaron cambios estructurales durante los meses de enero y febrero del año 2009, los cuales se explican por los efectos de la crisis económica mundial (véase la Figura 6).

FIGURA 6: Estabilidad del Modelo de Corrección de Errores



Fuente: Elaboración propia.

Para corregir la inestabilidad del modelo se agregaron dos variables ficticias D_i por cada cambio estructural, dummies que valdrán 0 antes de la fecha del cambio y 1 después de esa fecha.

Los resultados del MCE se muestran en la Tabla 4.

TABLA 4: Resultados del MCE

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.0003	0.0039	-0.0733	0.9417
D(LOG(SMIN))	0.2130	0.1013	2.1031	0.0369**
DUMMY1	-0.2052	0.0295	-6.9354	0.0000***
DUMMY2	0.2080	0.0294	7.0613	0.0000***
TCD(-1)	-0.3465	0.0721	-4.8043	0.0000***
R-squared	0.3201			
Adjusted R-squared	0.3044			

***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

Fuente: Elaboración propia.

El coeficiente δ es positivo y significativo al 95 por ciento de confianza, con un valor de 0.213 y muestra que ante un incremento en el salario mínimo de 1 punto porcentual, las remuneraciones se verían incrementadas en 0.213 puntos porcentuales, midiendo así, el efecto del salario mínimo en las remuneraciones.

El coeficiente del residuo γ es negativo, lo que hace suponer que la variable remuneraciones durante el periodo $t - 1$ estaba por encima de su valor de equilibrio, con lo cual, se esperaría que empiece a disminuir en el siguiente período hasta restaurar su estabilidad de largo plazo. Asimismo, γ mide la velocidad de convergencia del modelo a su equilibrio en el largo plazo, por tanto, el $\gamma = -0,35$ indica que la velocidad de convergencia al equilibrio en el largo plazo es lenta, la estabilización del modelo en el tiempo es pausada. Se concluye entonces que la variable remuneraciones se ajusta paulatinamente a los cambios de corto plazo experimentados por el salario mínimo.

5.2. Efecto Faro

Una vez ejecutada la ecuación para determinar el *efecto faro* en Nicaragua, los resultados obtenidos fueron los siguientes:

$$\Delta \ln(Sprom)_t = 6,69E+0,17[\Delta \ln(Smin)_t] + 0,003 \left[\Delta \left(\frac{Smin_{t-6}}{Sprom_{t-6}} \right) \right] - 0,77MA(1)$$

Como se observa en la Tabla 5, el *P-value* muestra que los coeficientes de las variables del modelo son significativos en un 99 por ciento de confianza. Asimismo es aceptable el ajuste del modelo para explicar el comportamiento de la variable remuneraciones.

TABLA 5: Resultados del Efecto Faro para Nicaragua

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.69E-05	0.00064	0.1045	0.9168
D(LOG(SMIN))	0.1724	0.048	3.53	0.00005***
D(KAITZ)t-6	0.003	0.001	2.6053	0.01***
MA(1)	-0.77	0.046	-16.81	0.0000***
R-squared	0.4318			
Adjusted R-squared	0.4183			

***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

Fuente: Elaboración propia.

Se observa una relación positiva entre salario mínimo y remuneraciones. El coeficiente β es significativo y muestra que ante un incremento en el salario mínimo de 1 punto porcentual, las remuneraciones se verían incrementadas en 0.17 puntos porcentuales.

En tanto, el *Índice de Kaitz* es significativo al 99 por ciento de confianza, aunque su impacto en las remuneraciones es muy pequeño. El signo positivo del μ sugiere que ante un mayor Índice de Kaitz, implica una reducción de la brecha entre el salario mínimo y la remuneración promedio, los cambios en el salario mínimo tienen un positivo aunque pequeño impacto en la variación de las remuneraciones.

Finalmente, se incluyó en el modelo una media móvil (MA(1)) a fin de corregir al modelo por autocorrelación. El orden de elección (1) responde a que es el rezago que mejor se ajustó para que los residuos fueran ruido blanco.

Fue utilizada la misma especificación econométrica para determinar el “*efecto faro*” en los diversos sectores económicos. De los resultados obtenidos (véase la Tabla 6) se observó que el impacto de las variaciones en el salario mínimo sobre las remuneraciones es significativo solamente en los sectores agropecuario, electricidad e industria. En el resto de sectores no hay evidencia de que sea una variable determinante.

TABLA 6: Efecto Faro por sectores

<i>Variables</i>	Sectores		
	<i>Agropecuario</i>	<i>Electricidad</i>	<i>Industria</i>
C	5.40E-04 [0.0011]	-4.00E-04 [0.0012]	1.50E-03 [0.0035]
D(LOG(SMIN))	0.2087*** [0.0528]	0.3026*** [0.0733]	0.4472** [0.2184]
D(KAITZ)t-12	-0.0038*** [0.0010]	-0.0041** [0.0018]	-0.0074*** [0.0013]
AR(1)			-0.5113 [0.0792]
MA(1)	-0.77 [0.0484]	-0.7369 [0.599]	
<i>R-cuadrado</i>	0.42	0.33	0.38
<i>R-cuadrado ajustado</i>	0.41	0.31	0.36
<i>Estadístico F</i>	27.82	18.47	23.33

Errores estándares entre corchetes “[]”. p-value: *** < 0.01.

Fuente: Elaboración propia.

5.3. Resultados del Modelo de Rezagos Distribuidos

El criterio de selección Schwarz recomendó un modelo ARDL(3,7) cuyos resultados muestran que ante el aumento del 1 punto porcentual en el salario mínimo las remuneraciones se incrementan en 0.17 puntos porcentuales, este efecto es contemporáneo (véase la Tabla 7).

A través del Test de Wald (véase Tabla A1 en Anexos) se comprueba que no se rechaza la hipótesis de que este coeficiente sea estadísticamente igual a 0.21 por ciento sugerido por el MCE, lo que da más robustez a los resultados del Modelo de Corrección de Eros. Finalmente, el modelo ARDL evidencia la importancia que tienen los cambios anteriores de las remuneraciones en periodos anteriores sobre su dinámica actual.

TABLA 7: Resultados del modelo ARDL

Método: ARDL

Muestra (ajustada): 2005M08 2018M12

Observaciones incluidas: 161 después de ajustes

Máximos rezagos de variable dependiente: 12 (Selección automática)

Método de selección del modelo: Criterio de Schwarz (SIC)

Regresores dinámicos (12 rezagos, automáticos): SM_CREC

Modelo seleccionado: ARDL(3, 7)

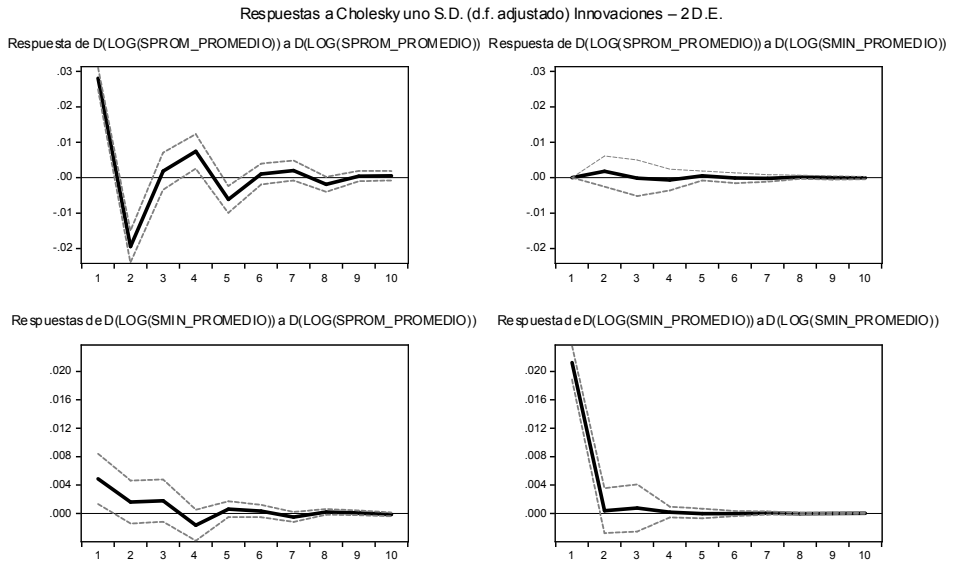
Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico t	Prob.
SP_CREC(-1)	0,200339	0,075531	2,652428	0,0089
SP_CREC(-2)	0,216381	0,075910	2,850509	0,0050
SP_CREC(-3)	0,377685	0,077895	4,848623	0,0000
SM_CREC	0,177512	0,068523	2,590552	0,0105
SM_CREC(-1)	0,248555	0,097532	2,548444	0,0118
SM_CREC(-2)	-0,323537	0,098207	-3,294449	0,0012
SM_CREC(-3)	-0,549914	0,101552	-5,415102	0,0000
SM_CREC(-4)	0,643229	0,107156	6,002757	0,0000
SM_CREC(-5)	0,060805	0,118787	0,511881	0,6095
SM_CREC(-6)	0,162834	0,116661	1,395782	0,1649
SM_CREC(-7)	-0,352690	0,082594	-4,270179	0,0000
C	4,14E - 06	0,002610	0,001585	0,9987
R cuadrado	0,651440	Media variable dependiente		0,012244
R cuadrado ajustado	0,625708	D.S. variable dependiente		0,040465
E.E. de regresión	0,024756	Criterio de Akaike		-4,487864
Suma cuadrada de los residuos	0,091318	Criterio de Schwarz		-4,258194
Log verosimilitud	373,2730	Criterio de Hannan-Quinn		-4,394609
Estadístico F	25,31577	Estadístico Durbin-Watson		2,011043
Prob(Estadístico F)	0,000000			

Fuente: Elaboración propia.

5.4. Resultados del Modelo Vectores Autoregresivos

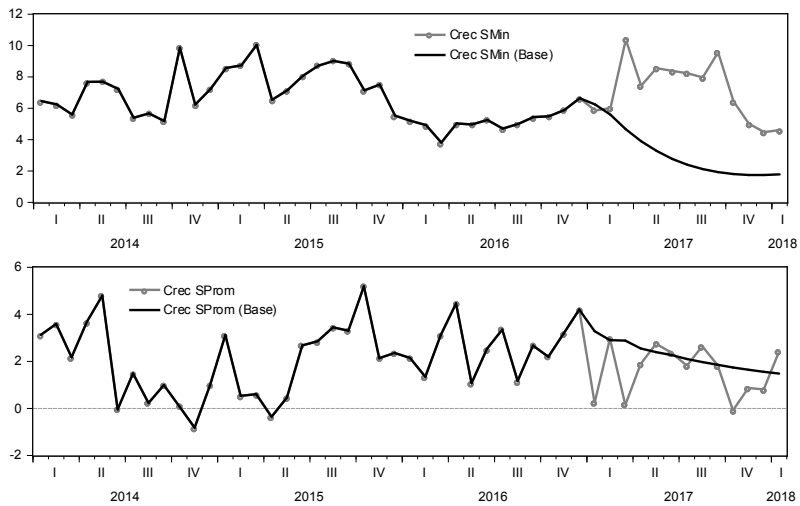
Se procedió a encontrar las funciones impulsos respuestas del modelo VAR. De acuerdo a las pruebas de normalidad del modelo, aun controlando por cambios estructurales, los residuos no tienen un comportamiento normal, lo que implica que los errores estándar de las funciones de respuesta a impulsos deben calcularse mediante bootstrap o por simulaciones de Monte Carlo. Así, se procedió a utilizar el método de Monte Carlo con 500 repeticiones para formar los intervalos de confianza.

FIGURA 7: Funciones impulso-respuestas



Fuente: Elaboración propia.

FIGURA 8: Proyección dinámica del modelo



Fuente: Elaboración propia.

De acuerdo a los resultados del modelo VAR, el incremento en el salario mínimo afecta las remuneraciones durante el primer mes, para desvanecerse en los siguientes períodos, esto se puede observar en la Figura 7. Así, la incorporación de los ajustes al mínimo son incluidos en las remuneraciones durante el primer período y paulatinamente absorbidas en los siguientes períodos.

Los resultados de las proyecciones dinámicas (véase Figura 8) muestran que el modelo es capaz de seguir el patrón de comportamiento de las series. Se evidencia además que el modelo logra mejores predicciones para el crecimiento de las remuneraciones que para el crecimiento del salario mínimo, lo que podría explicarse por el mayor grado de incertidumbre que rodea a los mínimos.

6. Conclusiones

Cumpliendo con el objetivo de este estudio, se ha estimado el impacto de corto y largo plazo que ha tenido el ajuste del salario mínimo sobre el nivel de las remuneraciones de los trabajadores afectados por esta política en Nicaragua, entre los años 2004 y 2018. Para responder a las pregunta, se ha utilizado una base de datos administrativa, que contiene información salarial mensual de cada trabajador empleado en el sector formal de la economía. La muestra utilizada se concentra en trabajadores que cotizan a la seguridad social, con lo cual, es importante notar que la representatividad de la base de datos utilizada está limitada, por lo que los resultados son válidos solo para este grupo de empleados.

De los resultados de la estimación principal y los análisis de robustez realizados se pueden extraer las siguientes conclusiones:

1. Las remuneraciones de los trabajadores incluidos en la muestra aumentan en 0.213 puntos porcentuales a medida que se incrementa el salario mínimo en 1 punto porcentual. Lo que muestra que los reajustes del mínimo presionan a las empresas a aumentar las remuneraciones de sus trabajadores, aunque en una menor proporción.
2. La velocidad de convergencia del modelo cointegrado hacia su equilibrio en el largo plazo ($\mu = -0,36$) es lento, sugiere que, las remuneraciones se ajustan paulatinamente a los cambios de corto plazo experimentados por el salario mínimo.

3. De acuerdo a la función de impulso respuesta, la dinámica del salario mínimo afecta positivamente a las remuneraciones en el siguiente período, para desvanecerse en los posteriores.
4. Las remuneraciones promedio son sensibles a los cambios en el mínimo, especialmente para los trabajadores en los sectores agropecuario, electricidad e industria.
5. La dinámica del *Índice Kaitz* muestra que la brecha entre el mínimo y las remuneraciones promedio tiene muy poca incidencia en el efecto dominó del mínimo sobre las remuneraciones.
6. El comportamiento del *Índice Kaitz* en Nicaragua muestra además que, la distancia entre el salario mínimo y las remuneraciones promedio tiende a cerrarse en el tiempo. Lo que supone una tendencia hacia una menor desigualdad de ingresos de los trabajadores.

Para finalizar, se pretende con el presente estudio dar inicio a una serie de investigaciones sobre la dinámica y efectos del salario mínimo en el mercado laboral en particular y la economía en general.

Referencias

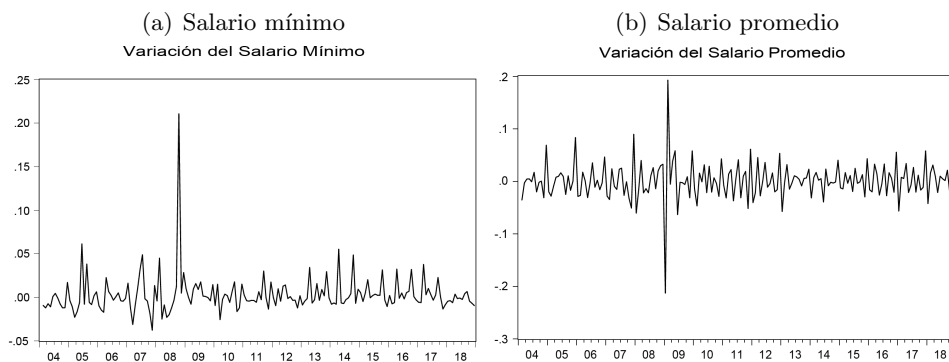
- Alaniz, E., Gindling, T. & Terrell, K. (2011), 'The impact of minimum wages on wages, work and poverty in nicaragua', *The institute of the Study of Labor (IZA)* .
- BCN (2018), 'Informe anual 2018.', *Banco Central de Nicaragua*. .
- BdeM (2016), 'Salario mínimo e inflación.', *Banco Central de México*. .
- Belman, D. & Wolfson, P. (2014), 'The new minimum wage', *W.E UPJOHN Institute for employment research* **21**, 4-5.
- Boockmann, B. (2010), 'The combined employment effects of minimum wages and labor market regulation: A meta-analysis.'
- Card, D. & Krueger, A. (1992), 'Minimum wages and employment: A case study of the fast food industry in new jersey and pennsylvania.'
- Dolado, J., Flegueroso, F. & Jimeno, J. (1999), 'Los problemas del mercado juvenil en españa: Empleo, formación y salarios mínimos.', *Ekonomiaz*. .

- García, S. (2014), 'El salario mínimo en los principales países de la ocde.'
- Grau, N., Miranda, J. & Puentes, E. (2018), 'The effects of the minimum wage on employment and wages.', *University of Chile, Department of Economics: Working Paper*. .
- Katz, L. & Krueger, A. (1992), 'El efecto del salario mínimo en la industria de la comida rápida.', *Cornell University. IRL School*. .
- Lemos, S. (2009), 'Minimum wages effects in a developing country.', *Labor Economicsl*. .
- Maloney, W. (2004), 'Measuring the impact of minimum wages. evidence from latin america.', *National Bureau of Economic Research (NBER)*. .
- Maloney, W. & Nunez, J. (2003), 'Measuring the impact of minimum wages. evidence from latin america.', *National Bureau of Economic Research (NBER)*. .
- Manning, A. (2016), 'The elusive employment effect of the minimum wages.', *Center for Economic Performance*. .
- Maurizio, R. & Vásquez, G. (2016), 'Impactos distributivos del salario mínimo en américa latina. los casos de la argentina, brasil, chile y uruguay.', *Revista Internacional del Trabajo*. .
- Neumark, D., Schweitzer, M. & Wascher, W. (2000), 'The effect of of minimum wages throughout the wage distribution.', *National Bureau of Economic Research (NBER)*. .
- Neumark, D. & Wascher, W. (2007), 'Minimum wages and employment: A review of evidence from the new minimum wage research.'
- Novales, A. (2017), 'Vectores autorregresivos.'
- OIT (1928), 'Convenio sobre los métodos para la fijación de salarios mínimos.', *Organización Internacional del Trabajo (OIT)*. .
- OIT (2017), 'Informe mundial sobre salarios 2016-2017.', *Organización Internacional del Trabajo (OIT)*. .
- Pérez, C. (2006), *Problemas resueltos de econometría*, number 2, THOMSON.

Sánchez, P. (2008), 'Cambios estructurales en series de tiempo: Una revisión al estado del arte.', *Revista Ingenierías, Universidad de Medellín*. **7**, 115–140.

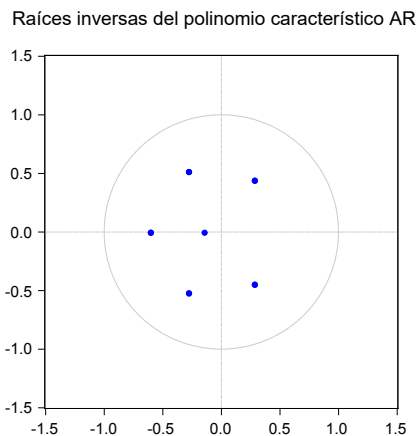
A. Anexos

FIGURA A1: Series estacionarias



Fuente: Elaboración propia con base en datos del BCN.

FIGURA A2: Estabilidad del modelo VAR



Fuente: Elaboración propia.

TABLA A1: Test de Dickey Fuller con quiebre estructural

Hipótesis Nula: SMIN_PROMEDIO tiene una raíz unitaria
 Especificación con tendencia: Solo Intercepto
 Especificación del quiebre: Solo Intercepto
 Tipo de quiebre: Valor atípico de innovación
 Fecha de quiebre: 2008M09
 Selección de quiebre: Minimizar el estadístico t de Dickey-Fuller
 Longitud del rezago: 0 (Automático - basado en el criterio de información de Schwarz, maxlag=13)

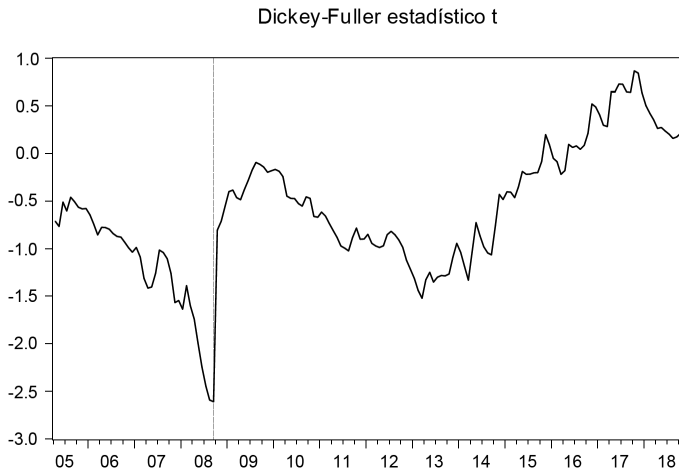
	t-estadístico	Prob.*
Estadístico del test de Dickey-Fuller Aumentado	-2,610156	0,8654
Valores críticos del Test:	1 % level	-4,949133
	5 % level	-4,443649
	10 % level	-4,193627

*Vogelsang (1993) valores p asintóticos unilaterales.

Variable Dependiente: SMIN_PROMEDIO				
Muestra (ajustada): 2004M02 2018M12				
Observaciones Incluidas: 179 después de ajustes				
Variable	Coefficiente	Std. Error	Estadístico-t	Prob.
SMIN_PROMEDIO(-1)	0,971382	0,010964	88,59734	0,0000
C	43,20876	18,21577	2,372052	0,0188
INCPTBREAK	34,80100	10,63556	3,272137	0,0013
BREAKDUM	-15,54831	40,87098	-0,380424	0,7041
R-cuadrado	0,992434	Media de var. dependiente		2125,165
R-cuadrado ajustado	0,992304	S.D. de var. dependiente		452,1635
S.E. de la regresión	39,66683	Criterio de Akaike		10,22100
Suma de residuos al cuadrado	275355,0	Criterio de Schwarz		10,29223
Log likelihood	-910,7795	Criterio de Hannan-Quinn		10,24988
F-stadístico	7651,320	Estadístico de Durbin-Watson		1,995616
Prob(F-statistic)	0,000000			

Fuente:Elaboración propia.

FIGURA A3: Test Dickey Fuller con quiebre estructural



Fuente: Elaboración propia.

TABLA A2: Rezagos óptimos del VAR

Criterio de selección del orden del rezago VAR

Variables endógenas: D(LOG(SPROM_PROMEDIO)) D(LOG(SMIN_PROMEDIO))

Variables exógenas: C

Muestra: 2004M01 2018M12

Observaciones incluidas: 171

Rezago	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	738.6442	NA	0.0000	-8.6157	-8.5790	-8.6008
1	762.2729	46.4283	0.0000	-8.8453	-8.7351	-8.8006
2	784.2987	42.7636	0.0000	-9.0561	-8.8724	-8.9816
3	795.7823	22.0270	0.0000	-9.1437	-8.886441*	-9.039287*
4	801.4098	10.6625	0.0000	-9.1627	-8.8320	-9.0285
5	802.7590	2.5249	0.0000	-9.1317	-8.7275	-8.9677
6	813.6912	20.2022	0.0000	-9.2128	-8.7351	-9.0189
7	819.8130	11.16959*	3.34e-07*	-9.237579*	-8.6864	-9.0139
8	823.7043	7.0090	0.0000	-9.2363	-8.6117	-8.9828

* indica el orden de rezago seleccionado por el criterio

LR: Estadístico de prueba secuencial modificada LR (cada test al nivel de 5%)

FPE: Error de Predicción Final

AIC: Criterio de Información de Akaike

SC: Criterio de Información de Schwarz

HQ: Criterio de Información de Hannan-Quinn

Fuente: Elaboración propia.

FIGURA A4: Normalidad del modelo

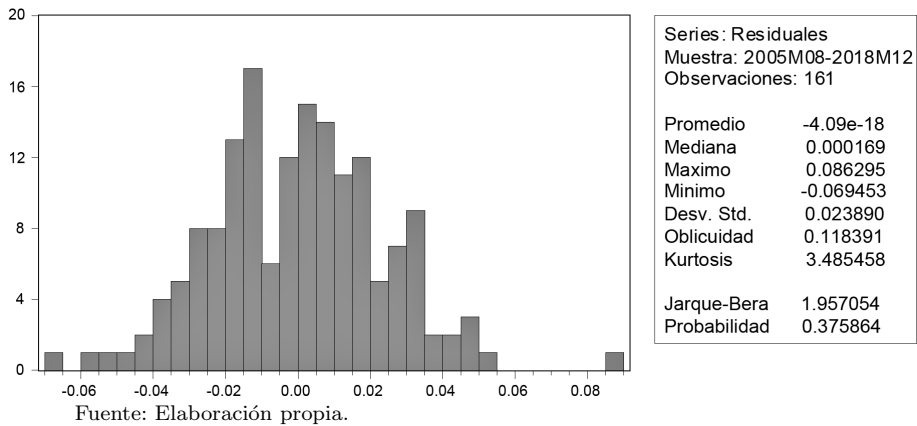


TABLA A3: Test de Wald

Estadístico del Test	Valor	df	Probabilidad
Estadístico-t	-0,474126	149	0,6361
Estadístico-F	0,224795	(1, 149)	0,6361
Chi-cuadrado	0,224795	1	0,6354

Hipótesis Nula: $C(4)=0.21$

Resumen de Hipótesis Nula:

Restricción normalizada (= 0)	Valor	Error Std.
-0.21 + C(4)	-0,032488	0,068523

Las restricciones son lineales en coeficientes.

Fuente: Elaboración propia.

Drivers y frenos del emprendimiento en Nicaragua

Alejandra María Vanegas Cedeño y Heber Steven Dávila Rivera*

Resumen

Existe consenso en que tasas históricamente bajas de innovación y emprendimiento en América Latina han estancado la productividad, afectando el desempeño económico de largo plazo de la región. En países como Nicaragua, la evidencia empírica, es insuficiente para aceptar o refutar dicha proposición teórica. Por ello, este artículo responde a la pregunta de investigación ¿Cuáles son los drivers y frenos del emprendimiento en Nicaragua? El estudio aborda el emprendimiento desde un enfoque heterodoxo, considerando las características propias de los países en desarrollo, utilizando las conceptualizaciones teóricas de Kirzner (2009) y Schumpeter (1934). Los resultados sugieren que, a nivel de proceso, las oportunidades emprendedoras nicaragüenses carecen de innovación de tipo disruptiva o incremental, limitando la actividad emprendedora a prácticas de imitación, modificación y adaptación de choques endógenos provenientes del mercado nacional. También se identificó la falta de financiamiento, investigación y transferencia tecnológica entre academia y mercado, debido a la ausencia de un marco institucional que incentive la creación de propuestas de valor en la base del ciclo de vida de negocios.

Palabras Clave: Enfoque heterodoxo, Emprendimiento, Innovación, Comportamiento, Instituciones.

Códigos JEL: D91, D81, L26, O31.

*Los autores son egresados de la Carrera de Ingeniería en Economía y Negocios, desarrollada juntamente con la Universidad Nacional de Ingeniería (UNI) y el Banco Central de Nicaragua (BCN). Para comentarios comunicarse a los correos: alejandra.vanegas12@outlook.com y hsdavilar@yahoo.com. El contenido de este documento es de exclusiva responsabilidad de los autores y no representa la posición oficial del BCN.

1. Introducción

La nueva teoría del crecimiento contribuyó al renacimiento del crecimiento económico mediante la introducción de nuevos temas, entre ellos la endogeneidad del progreso técnico, la importancia de la acumulación del capital humano, el aprendizaje en el trabajo, la relevancia de la inversión en investigación y desarrollo, así como la competencia imperfecta y las externalidades producto de la difusión del conocimiento.

A pesar de lo anterior, la mayoría de estos modelos se enfocan en la influencia del desbordamiento de conocimiento sobre los cambios tecnológicos, sin especificar cómo y por qué se daba dicho desbordamiento (véase [Romer \(1990\)](#)). En este sentido, [Acs & Armington \(2009\)](#) señalan que la actividad emprendedora es el medio para materializar nuevo conocimiento en innovación, haciendo así que el crecimiento económico de las ciudades sea sostenible por medio de los mercados laborales y el desbordamiento local de conocimiento.

Según [Alvarez & Grazi \(2018\)](#), en América Latina, tasas históricamente bajas de innovación y emprendimiento dinámico han estancado la productividad de la región, dando como resultado un desempeño económico de largo plazo catalogado como insatisfactorio. Asimismo, existe evidencia empírica que confirma que la innovación y el emprendimiento son determinantes del crecimiento de la productividad de la región latinoamericana, sin embargo, los estudios empíricos existentes sobre dicha temática son incipientes en Latinoamérica.

[Bartesaghi et al. \(2016\)](#) señalan que el emprendimiento latinoamericano se encuentra ampliamente motivado por la necesidad, de manera especial, países como Guatemala, Panamá y Brasil tienen la mayor proporción de emprendedores impulsados por dicha causa. Lo anterior, es consistente con lo encontrado por [Parque-Tec \(2010\)](#), referente a la situación del emprendimiento en Centroamérica. Se evidencia que, a nivel de región, dicha actividad surge por necesidad y se concentra en sectores tradicionales de la economía, presentando una tasa de mortalidad concentrada en los primeros tres años y orientada a programas de apoyo con carácter asistencialista que perpetúan el emprendimiento por necesidad.

Específicamente, en materia de desempeño de la actividad emprendedora, Nicaragua se ubica en la posición 122 de 137 países a nivel global, según

el Global Entrepreneurship Index 2018. Cabe destacar que las calificaciones para Nicaragua fueron estimadas como un promedio de los puntajes obtenidos para Guatemala y Panamá, evidenciando la necesidad de evaluar in situ la dinámica del emprendimiento.

En línea con lo anterior, el presente artículo responde a la pregunta de investigación ¿Cuáles son los drivers y frenos del emprendimiento en Nicaragua?, aportando así a la literatura sobre la dinámica del emprendimiento en países en desarrollo desde una perspectiva multidimensional, de modo que el fenómeno sea evaluado a nivel individual, de proceso y de relaciones de ecosistema. El documento se estructura de la siguiente manera: La sección 2 contiene la revisión de literatura referente al tema de investigación. La sección 3 describe el método y los datos utilizados. La sección 4 presenta los resultados de modelos econométricos e institucionales. La sección 5 ofrece conclusiones e implicaciones de política.

2. Revisión de la literatura

Dos de las perspectivas que más han influenciado la comprensión del emprendimiento han sido las de Joseph Schumpeter e Israel Kirzner. [Schumpeter \(1934\)](#), concibió el emprendimiento como la creación de desequilibrios de mercado respecto a la posición de equilibrio inicial al introducir innovaciones de carácter disruptivo. Por su parte [Kirzner \(2009\)](#), planteó que el papel del emprendedor estaba ligado a la capacidad de alerta para identificar oportunidades de negocio.

En esta investigación se entenderá el término oportunidad emprendedora como la no existencia de condiciones necesarias para una competencia perfecta en un mercado ([Alvarez & Barney 2010](#)). En lo que respecta al proceso de formación de las oportunidades emprendedoras, epistemológicamente se reconoce la existencia de oportunidades de descubrimiento (kirznerianas) y oportunidades de creación (schumpeterianas).

Según [Alvarez & Barney \(2010\)](#) las oportunidades de descubrimiento, a la luz del realismo crítico, son oportunidades objetivas formadas por choques exógenos en industrias preexistentes, que pueden ser causados por cambios en la tecnología, cambios en las preferencias del consumidor, cambios en la demografía, entre otros. Específicamente, las oportunidades de descubrimiento están asociadas a la capacidad de los agentes de “descubrir” una oportunidad de negocio que satisfaga una necesidad en un mercado, relacionándose

de manera directa con el estado de alerta propuesto por Kirzner (2009) y abriendo la posibilidad a considerar la adaptación de productos, servicios y procesos como innovación en el sentido menos estricto según Schumpeter (1934).

Por otro lado, las oportunidades de creación están ligadas ampliamente con el proceso de revelación, es decir con la experimentación y generación de innovaciones en productos, servicios o procesos que, al ser de carácter disruptivo, expanden las fronteras de producción y generan nuevos equilibrios económicos, respondiendo así a la innovación propuesta en el sentido estricto por Schumpeter (1934). Cabe mencionar que el conocimiento formado a partir de oportunidades de creación resulta ser socialmente complejo y, por tanto, la probabilidad que se difunda rápidamente entre los competidores potenciales es baja. De esta manera, constituye fuentes de ventajas competitivas cuya sostenibilidad es mayor en comparación a la explotación de oportunidades de descubrimiento, contribuyendo así a la productividad, competitividad y crecimiento económico de largo plazo de los territorios (véase Alvarez & Barney 2010).

Teniendo en cuenta ambos enfoques se puede decir que tanto la visión schumpeteriana como la kirzneriana pueden ser consideradas simultáneamente, dado que el primero profundiza en la innovación y el segundo en el arbitraje. En la teoría schumpeteriana, el llamado empresario innovador (emprendedor) es aquella persona que tiene la capacidad de generar y gestionar innovaciones radicales tanto dentro como fuera de las organizaciones, siendo aquellos agentes con capacidades para crear oportunidades gracias a su propio arrojo e imaginación (Montoya et al. 2009). A pesar de lo antes mencionado, el concepto de emprendedor schumpeteriano es algo limitado en países en vías de desarrollo (véase Nafziger (2012)). Específicamente en Latinoamérica, la mayoría de los emprendedores son comerciantes cuyas innovaciones están abriendo nuevos mercados, a la luz de transferencias técnicas de las economías desarrolladas. En este sentido, el desarrollo de combinaciones completamente nuevas no debe limitar lo que se podría considerar como actividad emprendedora (Ibid).

Dado que en los países en vías de desarrollo, los emprendedores se enfrentan a mayores restricciones, Nafziger (2012) plantea que el concepto de emprendedor propuesto por Schumpeter debería ampliarse para dichos países, de manera que se pueda incluir a aquellos que imitan, adaptan o modifican las innovaciones ya existentes. Igualmente, Addison (2003) encuentra que los

países en desarrollo que imitan a los países desarrollados logran hacerlo gracias a mayor educación, lo cual constituye el principal factor que contribuye al aumento de la productividad total de los factores en estos países.

Considerando que la mayor parte de la actividad comercial en un estado no estacionaria, que requiere alguna innovación y que cada emprendedor se enfrenta a una ubicación, organización y entorno económico único que cambia con el tiempo, se puede decir que la imitación absoluta es imposible, y por tanto se necesita de la capacidad de adaptar productos, servicios o procesos (véase [Addison \(2003\)](#)). En la presente investigación se entenderá como innovación tanto a la capacidad de encontrar usos más eficientes para recursos mal asignados, como la destrucción de equilibrios preexistentes a través de introducciones disruptivas.

Con el auge de la temática del emprendimiento, se han realizado investigaciones orientadas a determinar qué motiva a las personas a crear y administrar su negocio. Si bien, en un principio se dio por sentado la supremacía de la motivación económica, en la actualidad se ha empezado a considerar motivaciones resultantes de características inherentes al emprendedor e.g., rasgos de personalidad y las habilidades de gestión empresarial que posee el individuo (véase [Renko et al. 2012](#), [Barba-Sánchez & Atienza-Sahuquillo 2012](#)).

De la misma manera en que existen características inherentes al emprendedor que fungen como motivaciones, existen otras que representan una barrera a la actividad emprendedora. Dichas barreras en la economía conductual son llamados sesgos de comportamiento ([Pinto et al. 2014](#), [Díaz & del Valle 2016](#), [Kahneman & Tversky 1982](#)), los cuales constituyen patrones en el comportamiento que ayudan al individuo a procesar la información de manera eficiente a expensas de volverle vulnerable a errores de percepción, valoración y juicio.

El estudio de dichos sesgos de comportamiento permite una comprensión más profunda de los procesos de toma de decisiones de los individuos y su desempeño en la consecución de metas. En el desarrollo de la teoría de la perspectiva, [Kahneman & Tversky \(1982\)](#) establecen que las personas tienden a pensar en términos de ganancias, pérdidas y resultados neutrales, tomando en consideración un punto de referencia (status quo).

Según [Kahneman & Tversky \(1982\)](#), las decisiones realizadas que consideran un punto de referencia en un ambiente de mucha incertidumbre indican que los individuos preferirán una “ganancia o apuesta segura” ya que las

pérdidas duelen 2.5 veces más que el disfrute que se experimenta por una ganancia equivalente por lo cual un individuo prefiere ganar menos con tal de no asumir riesgos (aversión a la pérdida). Factor importante para tomar en consideración en el desarrollo de la “aventura” emprendedora, puesto que puede ser un condicionante del éxito o fracaso de esta. Sin embargo, en un sentido normativo la existencia o no de sesgos de comportamiento no condicionan en su totalidad la gestión empresarial, sino que también esta se ve influenciada por la existencia de factores externos (Ibid).

Dichos factores configuran sistemas complejos, dentro de los cuáles los agentes interactúan. Específicamente, los emprendedores interactúan en sistemas denominados “ecosistemas emprendedores”, entendiéndose estos como una comunidad de negocios apoyada por un contexto público de leyes y prácticas de negocios y formada por una base de organizaciones e individuos interactuantes que producen y asocian ideas de negocios, habilidades, recursos financieros y no financieros que resultan en empresas dinámicas [Cenpromype \(2013\)](#). Es importante mencionar que, si bien es cierto, los ecosistemas emprendedores poseen características similares, estos gozan de diferencias que determinan el desempeño, dinamismo y transformaciones de largo plazo de las economías. Asimismo, dichos ecosistemas proveen de ventajas competitivas a los integrantes que los conforman, por tanto, son sensibles a las acciones externas a estos.

La presente investigación retoma lo propuesto por [Fuentelsaz et al. \(2018\)](#), quienes sintetizan los ecosistemas emprendedores desde un enfoque institucionalista considerando, la etapa del ciclo de vida del negocio en el cual se encuentra un emprendimiento. Este enfoque resulta relevante para los agentes económicos interactuantes, dado que el marco institucional influye en la decisión de una persona para convertirse en emprendedor. Por tanto, las posibilidades de convertirse en un emprendedor aumentan en la manera en que los países están más orientados a la iniciativa empresarial y tienen mayores niveles de confianza y educación.

Los planteamientos teóricos citados en [Fuentelsaz et al. \(2018\)](#), muestran consenso respecto a la existencia de cuatro grupos de instituciones formales que conforman un ecosistema: instituciones vinculadas a la creación de negocios; organizaciones de apoyo; canales de financiamiento y otra infraestructura de elementos, premios y subsidios. En lo que refiere a las instituciones informales, estas se relacionan con las personas y sus relaciones, determinadas por recursos humanos y redes informales ([Ostrom et al. 1994](#)).

En lo que respecta al ciclo de vida de negocio, los autores sintetizan las siguientes etapas de vida de un emprendimiento: intencional (fase en la que se desarrolla la intención de iniciar una oportunidad de negocio); conceptual (fase en la que se identifica una idea de negocio y se desarrolla el giro del negocio); semilla (fase en la que la organización es creada, no registra ventas y dedica sus esfuerzos a investigación y desarrollo, explorando el modelo de negocios más apropiado que asegure la viabilidad del negocio); Start-up (fase final de la etapa de nacimiento, dónde la organización empieza a interactuar con el mercado, siendo una fase temporal hasta que se alcanza un modelo de negocios sostenible); crecimiento (fase dónde la oportunidad de negocios está relativamente consolidada y aspira a escalar en sus actividades); madurez (fase en la cual una compañía alcanza su desarrollo final y presenta intenciones de crecimiento internacional).

3. Información empírica y método

Con apoyo de las organizaciones que conforman la Red Emprende Nicaragua, se construyó un diseño metodológico propio y se recopiló la información empírica, durante los meses de febrero y mayo de 2019. El estudio contó con dos etapas. Una etapa inicial de planificación y contextualización del problema in situ, que implicó: calcular el tamaño de muestra; diseñar, adaptar y calibrar el instrumento de recolección, así como diagnosticar el estado actual del ecosistema emprendedor, a partir de entrevistas semiestructuradas a expertos que conforman las distintas organizaciones de la red.

En la segunda etapa se realizaron dos pilotajes con el fin de validar el instrumento mencionado anteriormente, y así realizar el muestreo correspondiente, considerando como población al número total de emprendedores que conforman la Red Emprende al primer cuatrimestre de 2019, según la Tabla 1.

Considerando la existencia de 5,476 emprendedores, y utilizando la fórmula de tamaño de muestra para población finita con un 95 por ciento de confianza, se obtuvo un cálculo de tamaño de muestra correspondiente a 94 emprendedores. No obstante, con el apoyo proporcionado por la Red Emprende, se logró recolectar 199 encuestas directas a emprendedores.

TABLA 1: Emprendedores que conforman la Red Emprende Nicaragua

Organización	Número de emprendedores
Agora Partnership	150
Asociación de Emprendedores Hacia Nueva Cima	25
Asociación Nicaragüense de Educación y Cultura	50
Cámara de Comercio y Servicios de Nicaragua	800
Cámara de Industrias de Nicaragua	25
Centro de Desarrollo de Emprendimientos	25
Cuerpo de Paz	25
Instituto Nicaragüense de Desarrollo	3,000
NITLAPAN - UCA	1,000
Proyecto Emprende 50	25
Red de Empresarias Mujeres	300
Red Emprende UNI	5
Thriive Nicaragua	31
Universidad Nacional Agraria	25
Total	5,476

Fuente: Elaboración propia

3.1. Perfilamiento demográfico

Para determinar el perfil demográfico de los emprendedores, se utilizó la metodología planteada por Global Entrepreneurship Monitor ([Bosma & Kelley 2019](#)), permitiendo identificar características individuales del emprendedor y su negocio e.g., sexo, edad, motivación del emprendimiento (por oportunidad o necesidad), oferta (servicios, productos o ambos) y tipo de organización (individual o familiar).

3.2. Variables y método de estimación de la distribución de oportunidades emprendedoras

Para asignar un puntaje a la naturaleza de las oportunidades emprendedoras como procesos de descubrimiento o creación según la teoría Kirzneriana y Schumpeteriana, se utilizó la técnica propuesta por [De Jong & Marsili \(2015\)](#). La aplicación se realizó en un contexto de ambientes poco tecnológicos. Dicho puntaje se calculó en base a quince ítems propuestos por [De Jong & Marsili \(2015\)](#), los cuales consideran las cinco dimensiones de [Shane \(2003\)](#). Por cada dimensión, tres ítems fueron formulados. Dichos ítems fueron adaptados de manera que su comprensión fuese sencilla para el encuestado, para ello se adaptó una escala de siete puntos que reflejara el acuerdo o desacuerdo respecto a una situación determinada.

El método de estimación correspondió a un análisis factorial exploratorio de tipo R, dado que se deseaba encontrar una estructura óptima de factores dentro de un conjunto de variables en base a una teoría, que a su vez removiera aquellos ítems que pudiesen causar ambigüedad. Una vez encontrada la estructura factorial óptima, se procedió a crear una variable sumada, que, en este caso, corresponde al promedio de las variables consideradas como relevantes en el análisis factorial. El promedio corresponde al puntaje asignado a la naturaleza de las oportunidades, en una escala del 1 al 7 para formar la distribución de oportunidades emprendedoras nicaragüenses.

3.3. Variables y modelo econométrico para explicar la naturaleza de las oportunidades emprendedoras

Dado que las oportunidades difieren, surge la necesidad de identificar ¿qué variables determinan de manera individual a una oportunidad? Para ello, se tomó en consideración la propuesta de [De Jong & Marsili \(2015\)](#), quienes proponen que dicha naturaleza es una función de variables individuales y de entorno. Específicamente, se consideraron como variables individuales: el comportamiento innovador (CI), enfoque estratégico en necesidades futuras (EEF) frente a necesidades presentes (EEP), propensión a tomar riesgos (PTR), educación (E) y edad del emprendedor (A).

En lo que respecta a las variables de entorno se consideraron la percepción de los agentes respecto a crecimiento de la demanda (PCD) y dinamismo tecnológico (DT). Para el cálculo de dichas variables se utilizó un análisis factorial por cada grupo de ítems que conformaba una variable, evaluándose estos en una escala del uno al cinco y utilizando para su cálculo el software SPSS.

Para explicar la relación entre las variables antes mencionadas y la naturaleza de las oportunidades (N - variable dependiente calculada previamente), se procedió a realizar un modelo por mínimos cuadrados ordinarios, de manera que (ecuación 1):

$$N = \beta_0 + \beta_1 PTR + \beta_2 CI + \beta_3 EEF + \beta_4 EEP + \beta_5 E + \beta_6 A + \beta_7 PCD + \beta_8 DT + e \quad (1)$$

3.4. Identificación de sesgos de comportamiento relacionados con dimensiones de personalidad según Eysenck & Eysenck (2008)

El presente apartado considera la propuesta planteada por [Rzeszutek et al. \(2015\)](#), quienes evalúan la existencia de sesgos de comportamiento respecto a dimensiones de personalidad y variables demográficas (e.g., edad, sexo y escolaridad) a través de un modelo de regresión logística.

Considerando lo anterior las regresiones logísticas propuestas toman como variable dependiente los sesgos de comportamiento (status quo y aversión a la pérdida) y como variables independientes las dimensiones de personalidad de [Eysenck & Eysenck \(2008\)](#) i.e., dureza, emocionalidad y extraversión, edad, dependencia económica y tipo de emprendimiento.

En lo que respecta a las dimensiones de personalidad, emocionalidad se relaciona con la disposición de padecer trastornos neuróticos i.e., trastornos de ansiedad y de estado de ánimo, dónde puntuaciones altas son indicativas de personas ansiosas, preocupadas, deprimidas, tensas, de baja autoestima, teniendo como característica principal la preocupación de que las acciones puedan resultar mal.

Extraversión presenta dos rasgos centrales: sociabilidad y actividad, donde puntuaciones altas son indicativos de personas extrovertidas, despreocupadas, espontáneas, aventureras, activas y que por lo general actúan por impulso. Finalmente, la dureza en puntuaciones altas representa a individuos agresivos, hostiles, egocéntricos, impulsivos, rígidos y poco empáticos.

La regresión intenta determinar la existencia o ausencia de relación entre una o más variables independientes y una variable dicotómica (sesgos de comportamiento), medir el signo de dicha relación (en caso de que exista) y estimar o predecir la probabilidad de que se produzca el suceso o acontecimiento definido como “ $Y=1$ ” en función de los valores que adoptan las variables independientes.

Los datos utilizados para elaborar los modelos de este apartado fueron obtenidos a través de encuesta directa a emprendedores, evaluándose sesgos de comportamiento según la recopilación de [Rodríguez \(2012\)](#), así como rasgos de personalidad a partir del cuestionario de personalidad de [Eysenck & Eysenck \(2008\)](#).

3.5. Diagnóstico situacional del ecosistema emprendedor según Fuentelsaz et al. (2018)

La presente investigación identificó las instituciones formales existentes en el ecosistema emprendedor nicaragüense, así como las diversas áreas en las que dichas instituciones apoyan a los emprendimientos según la etapa del ciclo de vida de negocios en que se encuentren. Para ello se tomó como marco referencial la propuesta de Fuentelsaz et al. (2018) quienes se auxilian de la teoría institucional y la teoría del ciclo de vida de negocios.

4. Resultados

4.1. Perfilamiento demográfico

Los resultados fueron obtenidos a partir de encuestas directas a emprendedores de la Red Emprende Nicaragua, con un total de 199 observaciones. En la muestra, se encontró que el 61.1 por ciento de los emprendedores encuestados correspondían al sexo femenino, 37.4 por ciento al sexo masculino y 1.5 por ciento prefirió no decir su sexo. En lo que respecta a la edad, el 64.8 por ciento de los emprendedores tenían menos de 30 años, específicamente 34.0 por ciento de la muestra se sitúa en el rango de 20 a 30 años.

Respecto a la procedencia de los emprendedores encuestados, el 48.1 por ciento de estos provenían de Managua, y el resto corresponde a los demás departamentos. Por otro lado, se encontró que 67.3 por ciento de dichos agentes tenían formación universitaria y 19.5 por ciento habían culminado estudios de maestría.

En referencia a la etapa en que se encontraban los emprendimientos respecto al ciclo de vida de negocios, el 40.0 por ciento correspondían a emprendimientos potenciales, 25.1 por ciento a emprendimientos nacientes, 19.5 por ciento eran nuevos emprendimientos y 15.4 por ciento eran negocios establecidos. Cabe mencionar que el 69.0 por ciento de los emprendimientos considerados eran de tipo individual.

Respecto a la motivación para emprender, el 74.8 por ciento de los encuestados manifestó haber identificado una oportunidad de negocios, en contraste a un 25.2 por ciento que refirieron haber emprendido por necesidad. Por otro lado, el 44.5 por ciento de los emprendimientos ofertan bienes y servicios simultáneamente, en contraste a un 37.8 por ciento de los encuestados que solamente ofertan productos.

En base al clasificador de actividades económicas del sistema de cuentas nacionales del Banco Central de Nicaragua, del total de encuestados, el 14.65 por ciento se dedican a actividades de elaboración de alimentos, 11.62 por ciento se encuentran en actividades sociales y de salud, 10.10 por ciento realizan actividades empresariales, 10.10 por ciento se dedican al comercio al por menor, 7.07 por ciento realizan otras actividades de servicios comunitarias, sociales y personales, 4.55 por ciento se encontraban en actividades de enseñanza y 4.55 por ciento en actividades agrícolas. Lo anterior refleja que la creación de valor no es sólo económica, sino también de carácter social y cultural.

En lo que respecta a la formalidad de los emprendimientos, el 51.1 por ciento de estos refirió no estar legalmente constituido ni poseer cualquier tipo de propiedad intelectual. En lo que refiere al tamaño de las firmas, en términos de número de empleados, los emprendimientos nacientes cuentan en promedio con 3 colaboradores; 4 colaboradores para los negocios establecidos y 5 colaboradores para los nuevos emprendimientos.

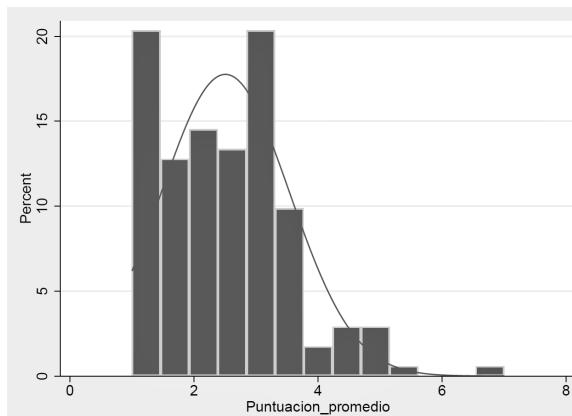
4.2. Análisis de la naturaleza de las oportunidades emprendedoras

Utilizando la metodología propuesta por [De Jong & Marsili \(2015\)](#), se realizaron Análisis Factoriales Exploratorios (AFE), tipo R. De los cuáles, el primer AFE produjo un resultado inicial con cuatro dimensiones (factores) con autovalores mayores a 1.0. Dichas dimensiones contenían un total de 8 variables con cargas factoriales significativas (cargas mayores a 0.45 dado que la muestra es mayor a 150 observaciones), pruebas de especificidad satisfactorias y una varianza explicada del 58.9 por ciento. A pesar de lo anterior, las dimensiones en cuestión contenían cierta ambigüedad explicativa, restándole validez al resultado inicial, así como una matriz de comunalidades con valores menores a 0.5 para algunas variables. Es por ello que considerando las recomendaciones de [Hair et al. \(2014\)](#) se procedió a remover variables, una por una, hasta alcanzar una estructura óptima sin cargas cruzadas, comunalidades que por lo general posean valores mayores a 0.5 y pruebas de especificidad, fiabilidad y validez satisfactorias. Lo anterior permitió identificar una escala de siete ítems que explican el 64.5 por ciento de la varianza y agrupa cuatro variables en la primera dimensión y tres en la segunda. En lo que respecta a las pruebas de especificidad se obtuvo para la medida Kaiser-Mayer-Olkin (véase [Kaiser 1974](#)), un valor de 0.816, lo cual implica

que la técnica de análisis es meritoria y un valor de 0.00 para la prueba de especificidad de Barlett (véase [Snedecor & Cochran \(1989\)](#)), permitiendo rechazar la H_0 y establecer que la matriz de correlación es distinta a la matriz identidad y en consecuencia existe cierto grado de multicolinealidad.

Por otro lado, en el análisis global de la matriz anti-imagen de correlación, todos los valores de adecuación muestral general (valores de la diagonal principal) fueron mayores a 0.5. En lo que respecta a los valores de adecuación muestral individual, todos fueron menores a 0.5 y las comunialidades en su mayoría poseen valores alrededor de 0.5, por tanto, no es necesario continuar eliminando variables.

FIGURA 1: Distribución de oportunidades en la escala Schumpeteriana – Kirzneriana



Fuente: Elaboración propia.

Asimismo, todas las cargas factoriales de las variables seleccionadas fueron mayores a 0.45 y no se encontraron cargas cruzadas. En lo que respecta al análisis de fiabilidad, se obtuvieron valores para el alfa de Cronbach (1951) mayores a 0.7 en ambas dimensiones, lo cual se considera satisfactorio. En lo que respecta a la validez de los factores identificados, la primera dimensión agrupa cuatro ítems, tres relacionados a la dimensión de información y uno que pertenece a la dimensión de desequilibrio / equilibrio. La segunda dimensión reúne tres ítems relacionados a la dimensión de creación / descubrimiento. Posteriormente, se procedió a realizar una escala promediada con los 7 ítems seleccionados, obteniendo la siguiente distribución de oportunidades, en una escala schumpeteriana (valores cercanos a uno) y kirzneriana (valores próximos a siete, Figura 1).

La diferencia intercuartil muestra que el 50 por ciento de las oportunidades emprendedoras se encuentran en una escala de 1.71 (primer cuartil) a 3.14 (segundo cuartil). En este sentido la mayor parte de la muestra se concentra en la escala schumpeteriana, a pesar de que las cinco dimensiones planteadas por [Shane \(2003\)](#), no se encuentran presente en la naturaleza de las oportunidades.

La evidencia indica que las oportunidades emprendedoras nicaragüenses poseen una naturaleza creativa que se auxilia de información útil para crear nuevas maneras de hacer negocios, abriendo la posibilidad a la existencia de prácticas de imitación, adaptación y modificación dentro de la naturaleza de las oportunidades. Lo anterior se encuentra en concordancia con lo expuesto por [Nafziger \(2012\)](#), quién enuncia que el concepto de emprendedor schumpeteriano es algo limitado en países en vías de desarrollo, considerando de manera especial el caso de ALC dónde la mayoría de los emprendimientos son comerciantes, cuyas innovaciones están abriendo nuevos mercados a la luz de transferencias técnicas de las economías desarrolladas.

Considerando la naturaleza de las oportunidades y su distribución en la escala schumpeteriana – kirzneriana, se puede decir que el 75 por ciento de las oportunidades emprendedoras nicaragüenses consideradas, son del tipo schumpeteriano, en el sentido de Nafziger, puesto que no logran materializar ningún tipo de innovación disruptiva o incremental, relegándose a la mera imitación, adaptación o modificación.

4.3. Estimación del modelo econométrico para explicar la naturaleza de las oportunidades

En línea con [De Jong & Marsili \(2015\)](#), se procedió a instrumentalizar las variables individuales (comportamiento innovador, enfoque estratégico en necesidades presentes frente a necesidades futuras de los clientes, propensión a tomar riesgos) y de entorno (perspectiva de evolución de mercado, dinamismo tecnológico), a partir de Análisis Factoriales Exploratorios (AFE).

Para el caso de variables de enfoque estratégico en necesidades presentes, frente a necesidades futuras de los clientes, se encontró que los ítems en cuestión poseían una correlación positiva y significativa, por lo que, al proceder a realizar el AFE tipo R, se encontró que ambos ítems podían unificarse en una sola dimensión. Dicha situación podría reflejar que los emprendedores

evaluados valoran en mayor o igual manera la utilidad presente respecto a la utilidad futura, enfocando sus decisiones en horizontes cortoplacistas que podrían explicarse por presencia de sesgo de status quo. Es decir, los agentes al captar un nicho de mercado tienden a acomodarse y no poseen incentivos para realizar cambios estratégicos que les permitan escalar en su cuota de mercado o incursionar en nuevos nichos. Para la variable “Dinamismo tecnológico”, los ítems evaluados no resultaron significativos por tanto no se consideró la variable en cuestión para el análisis de regresión.

Considerando que la metodología propuesta por [De Jong & Marsili \(2015\)](#), fue utilizada en ambientes altamente tecnológicos en países desarrollados, específicamente en Silicon Valley, y utilizando un modelo por mínimos cuadrados ordinarios, se identificó la necesidad de evaluar otras variables teóricamente significativas que explicaran el fenómeno en cuestión en países en desarrollo. Es por ello, que luego de realizar pruebas de selección de modelos y considerando la relevancia de la motivación para emprender en países en desarrollo, se añadió la variable Motivación del emprendimiento, dónde 0 equivale a emprendimientos por necesidad y 1 a emprendimientos que identificaron una oportunidad, obteniéndose el siguiente modelo (Tabla 2).

TABLA 2: Modelo econométrico para explicar la naturaleza de las oportunidades

Puntuación promedio	Coefficiente	Error estándar	t	P > t	Intervalo de confianza 95 %	
CI	-0.43	0.89	-4.85	0.000	-0.61	-0.26
PEM	0.18	0.07	2.69	0.008	0.05	0.31
Motivación emprendimiento	-0.38	0.17	-2.21	0.028	-0.72	-0.04
Cons	4.53	0.55	8.3	0.000	3.45	5.61

Fuente: Elaboración propia.

Entre las pruebas econométricas de diagnóstico, se realizó el test linktest desarrollado a partir de los planteamientos teóricos de [Tukey \(1949\)](#), sobre especificación de modelos (para determinar si existía error de especificación) y el test de [Ramsey \(1969\)](#) (para determinar variables omitidas). Asimismo, se estimó el factor de inflación de la varianza (VIF, por sus siglas en inglés) para determinar existencia de multicolinealidad, dónde valores mayores a 10 para una variable, indicarían que dicha variable podría considerarse como una combinación lineal de otras variables independientes, puntualmente todas las variables obtuvieron VIF menores a 10.

Para verificar el supuesto de homocedasticidad, se realizó el test de [White \(1980\)](#) y el test de [Breusch & Pagan \(1979\)](#), siendo la hipótesis nula de ambos

tests que la varianza de los residuos es homogénea. En este caso, el p-value de ambos tests es mayor que 0.05, por tanto, no se rechaza H_0 . Finalmente, se procedió a realizar el test de normalidad de residuos, de *Shapiro & Wilk (1965)*, encontrándose un p-value menor a 0.05, rechazando así la hipótesis nula de normalidad en los errores.

Al respecto, la normalidad de los residuos es requerida para la validación de pruebas de hipótesis, dado que el supuesto de normalidad asegura que los valores p para las pruebas t y la prueba F sean válidos. Sin embargo, no se requiere normalidad para obtener estimaciones insesgadas de los coeficientes de la regresión. El presente resultado podría ser consecuencia de la distribución de la variable dependiente. Se recomienda en futuras investigaciones ampliar la muestra y realizar estimaciones por máxima verosimilitud.

Una vez realizados los diagnósticos necesarios de especificación del modelo de regresión escogido, se procede a interpretar los resultados. Para el caso de las oportunidades kirznerianas nicaragüenses, estas constituyen oportunidades de descubrimiento que surgen del reconocimiento de choques exógenos. Específicamente, existe una compensación entre la variable comportamiento innovador (CI) y propensión de evolución de mercado (PEM). Es decir, entre menor sea la capacidad creativa de un emprendedor y mayor sea la capacidad de entender la evolución de los mercados, mayor será la tendencia a ser kirzneriano, dado que la puntuación promedio aumentará.

Dada la relación negativa entre la variable motivación para emprender y puntuación promedio, se encontró que la necesidad como motivación para emprender, juega un papel fundamental para la comprensión del fenómeno kirzneriano. Si bien es cierto que un individuo podría estar alerta a la evolución de un mercado gracias a la gama de marcos y herramientas de la gestión estratégica necesarios para analizar, así como obtener y mantener ventajas competitivas, la misma necesidad podría orillarle a dejar en segundo plano sus técnicas de gestión y reemplazarlas por un enfoque cortoplacista que tenga como objetivo generar beneficios económicos, de manera que pueda suplir sus necesidades inmediatas. Lo anterior podría explicar parcialmente la ausencia de la dimensión de innovación y diferenciación en la naturaleza de las oportunidades, puesto que el acto de emprender no responde a una acción planificada. De este modo, generando posibles círculos viciosos que estigmaticen la actividad emprendedora, resten incentivos a los agentes para emprender, y perpetúen ambientes compuestos por agentes sin enfoques estratégicos, sin capacidad de asegurar una gestión planificada de la produc-

tividad, innovación y competitividad.

Lo anterior, podría conllevar a consecuencias negativas a nivel agregado, dado que, al no poder sostener ventajas competitivas derivadas de la aplicación de estrategias de planificación o adaptación, el emprendedor kirzneriano terminaría siendo poco competitivo en mercados regionales o internacionales, afectando así la capacidad para comerciar, haciendo que la oportunidad se agote rápidamente y el emprendimiento se relegue a la creación de negocios transitorios no sostenibles con poco aporte al crecimiento y desarrollo económico nacional.

Por el hecho que el emprendedor schumpeteriano nicaragüense, presenta ausencia de innovación en la naturaleza de las oportunidades y considerando que epistemológicamente, dichas oportunidades responden a choques endógenos, las oportunidades en mención no podrían surgir de procesos de creación disruptivos. Esto implica que el conocimiento creado no sea complejo y que la probabilidad que se difunda rápidamente entre competidores potenciales sea alta. Específicamente, al ser de naturaleza imitativa, estas terminarán replicando lo existente en mercados nacionales, constituyendo así una variante al concepto de emprendedor schumpeteriano expuesto por [Nafziger \(2012\)](#), al relegar la imitación a choques endógenos y no a transferencias técnicas de las economías desarrolladas.

Al igual que en el caso kirzneriano, existe una compensación entre la variable CI y PEM, dado que, al presentar un individuo, mayores capacidades creativas y menores capacidades de identificación de evolución del mercado, éste tenderá a ser más schumpeteriano. Es importante mencionar que dichos emprendedores crean oportunidades endógenamente, por lo cual es consistente que estén motivados por la oportunidad de crear negocios.

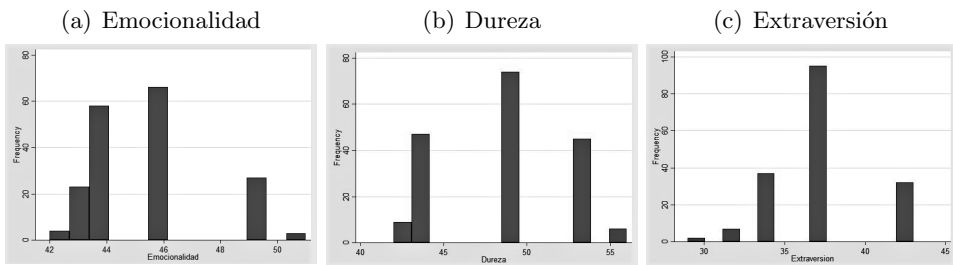
La creación de oportunidades schumpeterianas carentes de innovación, y fundamentadas en replicación endógena, representan un freno al crecimiento. Al no producirse innovación endógena (la cual es fundamental en los modelos de crecimiento endógeno), no existirán cambios cuantitativos en productividad que permitan afectar las funciones de producción agregada. Como resultado, la oferta de nuevos negocios se relega a propuestas poco competitivas incapaces de generar ventajas competitivas sostenidas vía innovación.

Comprender la dinámica de ambos tipos de oportunidades emprendedoras resulta crucial en términos de productividad agregada y competitividad na-

cional. Por las razones antes expuestas, en conjunto, dichas oportunidades no logran generar disrupciones capaces de afectar las funciones de producción existentes, ni logran explotar de manera estratégica y planificada las oportunidades existentes. Específicamente, la ausencia de innovación y diferenciación, así como la motivación por necesidad, representan un freno y un motor contraproducente al emprendimiento. Lo anterior es consistente con lo expuesto por Schwab (2018) en el Reporte Global de Competitividad 2017/2018, dónde Nicaragua ocupa la posición número 93 de 137 países en términos de competitividad. También ocupa la posición 129 en capacidad de innovación, y la posición 135 en calidad de centros de investigación científica, siendo el pilar de innovación, el componente con menor puntuación (2.5).

4.4. Barreras conductuales al emprendimiento en Nicaragua

FIGURA 2: Dimensiones de personalidad



Fuente: Elaboración propia.

Considerando los resultados obtenidos mediante la prueba de personalidad, se observó que, en lo referente a la dimensión de emocionalidad, los emprendedores encuestados, no son propensos a presentar trastornos de ansiedad. Dicha condición, los convierte en individuos emocionalmente estables, poco preocupados, poseedores de alta autoestima y carentes de la preocupación de que las situaciones puedan derivar en resultados negativos. En base a esto, las personas podrían presentar un exceso de confianza sobreestimando sus propias habilidades y predicciones para el éxito, por lo cual en lo que respecta a las actividades emprendedoras, los individuos estarían más dispuestos a tomar riesgos.

Los datos obtenidos para la dimensión de dureza (los cuales se concentran en torno a la media), sugieren una característica particular de los empre-

dedores nicaragüenses, la cual refleja que éstos no se preocupan únicamente por la generación de riqueza, sino también por el impacto social y ambiental que su emprendimiento genera en el entorno. Sin embargo, la dimensión de dureza no implica únicamente tendencias altruistas del individuo sino también la tendencia de este a ser social, convencional y sobre todo rígido.

El factor social resulta importante, ya que para el emprendedor resulta imprescindible ser capaz de gestionar las relaciones en su grupo de trabajo, así como con grupos externos para acceder a elementos clave e.g., alianzas estratégicas o financiamiento, ambos necesarios para la materialización del ciclo de innovación. El factor convencional inherente a esta dimensión influye en la manera en que el emprendedor se “aventure” en la actividad emprendedora, provocando que estas estén orientadas a modelos de negocio tradicionales con poca propuesta de valor.

Asumir que el emprendedor posea un exceso de confianza, y a su vez presente tendencias a ser rígido, podría – primera instancia – resultar incompatible. Sin embargo, en mercados altamente competitivos con asimetrías de información, el emprendedor, a pesar de sobreestimar sus capacidades requiere de elementos para manejar la incertidumbre y al no encontrarlos éste presentará una tendencia a permanecer en su posición de mercado actual. Finalmente, la dimensión de extraversión resulta ser un indicativo de individuos extrovertidos, espontáneos y en ocasiones impulsivos, factores que a su vez se relacionan con las dimensiones de personalidad mencionadas anteriormente.

De igual manera, se realizaron pruebas de multicolinealidad y de porcentaje de predicción, para determinar la validez de los modelos. Se encontró que, respecto a la prueba de inflación de la varianza, ambos modelos obtuvieron valores inferiores a 10, indicativo de no multicolinealidad. Asimismo, el modelo de regresión logística para el sesgo de status quo generó un 68.70 por ciento de predicciones acertadas, mientras que el de aversión a la pérdida produjo un 59.20 por ciento.

En lo que respecta a los modelos de regresión logística, con el fin de evaluar el sesgo de aversión a la pérdida, no se obtuvieron relaciones estadísticamente significativas con las variables propuestas. La información es consistente con los resultados del modelo de naturaleza de oportunidades emprendedoras, ya que la aversión al riesgo no es una condición existente en la naturaleza de las oportunidades (Tabla 3).

TABLA 3: Regresión logística para el sesgo de aversión a la pérdida

S_Aversión	Coefficientes	Error estándar	z	P> z	Intervalo de confianza 95 %	
Edad	-0.008	0.019	-0.43	0.665	-0.045	0.029
Dependencia económica	-0.442	0.422	-1.05	0.295	-1.269	0.385
Tipo de emprendimiento	-0.213	0.422	-0.5	0.615	-1.041	0.616
Emocionalidad	0.062	0.089	-0.7	0.482	-0.237	0.111
Dureza	0.011	0.049	0.24	0.811	-0.084	0.108
Extraversión	-0.060	0.061	-0.99	0.324	-0.180	0.059
Constante	4.694	5.106	0.92	0.358	-5.314	14.702

Fuente: Elaboración propia.

Respecto al sesgo de status quo, se encontró que los encuestados, de manera general, son propensos en un 67.25 por ciento a presentar el sesgo de status quo, siendo la variable “dureza” la única variable significativa que explica el sesgo en cuestión. El signo positivo asociado a dicha variable, indica que a medida que un individuo presente de manera marcada, la dimensión de dureza, este será más propenso a presentar un sesgo de status quo. La Tabla 4 contiene el modelo logit para el sesgo de status quo.

TABLA 4: Regresión logística para el sesgo de status quo

Status_quo	Coefficientes	Error estándar	z	P> z	Intervalo de confianza 95 %	
Edad	-0.005	0.021	-0.26	0.791	-0.047	0.036
Dependencia económica	0.183	0.481	0.38	0.703	-0.760	1.127
Tipo de emprendimiento	0.217	0.486	0.45	0.656	-0.737	1.171
Emocionalidad	-0.126	0.098	-1.29	0.199	-0.319	0.066
Dureza	0.117	0.563	2.09	0.037	0.007	0.228
Extraversión	-0.096	0.068	-1.42	0.156	-0.230	0.036
Constante	4.379	5.674	0.77	0.44	-6.742	15.501

Fuente: Elaboración propia.

El resultado anterior puede explicarse por las características inherentes a esta dimensión. Concretamente, el rasgo de rigidez está relacionado con el pensamiento crítico, haciendo factible intuir que el individuo, al momento de tomar decisiones relacionadas directamente con la actividad emprendedora, evalúa todas las posibilidades. Además, considera la información existente en el mercado y genera una situación de “sobrecarga cognitiva”, haciendo que prefiera optar por mantener su posición actual.

Dada las características inherentes de las dimensiones de personalidad restantes i.e., emocionalidad y extroversión, las cuales hacen que el emprendedor sea una persona más aventurera y menos aversa al riesgo, es de esperarse el signo encontrado en la tabla anterior. De igual manera el signo negativo de la variable edad, puede estar explicado por la experiencia que el individuo

acumula a lo largo de su vida. Es decir, a medida que éste tenga una mayor edad, estará dotado de mayor conocimiento, a través del cual, podría evaluar la información existente en el mercado y optar por realizar cambios o no respecto a su situación actual.

Las variables dependencia económica y su signo positivo, indican que al existir un compromiso para con otra persona que el individuo deba asumir, éste será más propenso a presentar el sesgo de status quo. En lo referente al tipo de emprendimiento, al ser de tipo familiar, resulta más probable la existencia de un sesgo de status quo, ya que en él influyen, no solamente la decisión del emprendedor para con la actividad emprendedora, sino también, las opiniones del resto de los integrantes del emprendimiento.

Sin embargo, es necesario reconocer que, al ser el emprendimiento un fenómeno que debe analizarse de manera holística, es posible que el sesgo de status quo pueda ser causado por factores contextuales del ecosistema emprendedor.

4.5. Diagnóstico situacional del ecosistema emprendedor

Hasta este punto, se ha analizado el emprendimiento, considerando la dimensión de proceso i.e., oportunidades emprendedoras, e individuo i.e., sesgos conductuales. En el siguiente apartado se evaluará la dimensión relacionada con organización y ambiente (ecosistema).

Investigaciones desarrolladas en la temática del emprendimiento han establecido que, el marco institucional existente en el ecosistema emprendedor de cualquier país es determinante tanto para influir en la decisión de iniciar una “aventura” emprendedora como para garantizar que el emprendimiento persista en el tiempo (véase [Acs et al. \(2014\)](#)). Considerando lo anterior, la presente investigación realizó entrevistas semiestructuradas y revisión bibliográfica de las organizaciones que conforman no únicamente la Red Emprende Nicaragua, sino también otras organizaciones que conforman el ecosistema emprendedor.

En la Figura 3, se presenta la matriz del ecosistema emprendedor nicaragüense desde un enfoque institucional, considerando el ciclo de vida de negocios. Cabe mencionar que en dicha matriz se incorporó, para el caso de Nicaragua, una etapa de sensibilización que a pesar de no ser parte del modelo propuesto y del ciclo de vida de negocios, resulta necesaria para desestigmatizar el emprendimiento como opción de vida y generar un cambio cultural orientado

a la iniciativa empresarial.

En lo que respecta al objetivo de las organizaciones dirigidas a la creación de empresa, este responde a facilitar la creación y el lanzamiento de nuevas “aventuras emprendedoras”, por lo cual, dichas organizaciones deberían encontrarse en las primeras etapas del ciclo de vida de negocios. Dentro de las iniciativas del gobierno nicaragüense, se encuentra el programa Aprender – Empezar – Prosperar (AEP), cuyo objetivo es crear un millón de emprendedores para 2037, a través de la sensibilización transversal del estudiantado, desde la educación primaria hasta la formación universitaria, de manera que estos posean capacidades técnicas para identificar oportunidades y echar a andar negocios. Dicha estrategia es liderada por el Ministerio de Educación (MINED) y el Consejo Nacional de Universidades (CNU).

Por otro lado, dentro de las iniciativas privadas, se identificó la mayoría de elementos propuestos por Fuentelsaz et al. (2018). Sin embargo, algunos de estos cubren otras etapas del ciclo de vida de negocio. Dicha situación podría ser consecuencia de la necesidad de apoyar por mayores períodos de tiempo a los emprendimientos, tratando así de garantizar su puesta en marcha y sobrevivencia. Dentro de las organizaciones identificadas se encuentra La Fábrica, Impact Hub y Agora Partnership, quienes en su mayoría brindan asistencia técnica desde la etapa de formulación de negocios hasta la conformación de emprendimientos semillas o negocios establecidos. Estas organizaciones cuentan con apoyo de la cooperación internacional para el desempeño de sus funciones (Cooperación Suiza en América Central, Banco Interamericano de Desarrollo y Agora Partnership).

Según O’Connor & Reed (2018), las universidades tienen un compromiso regional en temas de desarrollo económico, a través de contribuciones al emprendimiento. Dicho compromiso inicia a partir de elecciones estratégicas que puede tomar la alta gerencia de una universidad, enfocándose en desarrollo de capital humano (preparar graduados técnicamente competentes y con capacidades emprendedoras), recursos intelectuales que respondan a las necesidades del mercado (investigación y comercialización del conocimiento), facilitador de redes de trabajo (interacción con actores regionales e internacionales), nodo empresarial (difusión de nuevo conocimiento empresarial al ecosistema y dentro de la universidad), y gobernanza regional (rol de liderazgo en la creación de ecosistemas emprendedores).

Específicamente dentro de las organizaciones de apoyo, las universidades han

concentrado sus esfuerzos en la etapa de sensibilización al incorporar dentro de sus currículos la asignatura correspondiente a emprendimiento e.g., UNAN – UAM – UCC – UNEH – UCA, o bien formulación y evaluación de proyectos e.g., UNI, desarrollando ferias empresariales y/o conferencias relacionadas a la temática.

Entre los aportes individuales universitarios, destacan la creación de carreras universitarias para la formación (de largo plazo), a docentes en temáticas de emprendimiento e innovación y proyectos de emprendimiento, como manera de culminación de estudios e.g., UNAN-Managua. Asimismo, la creación de un modelo que vincule empresa-universidad y centros de innovación e investigación e.g., UAM-UCC-UCA. Destaca el programa de la Universidad Agraria de emprendimiento en agroindustria y tecnología renovable, con énfasis en transferencia tecnológica de estudiantes a familias. También, destaca el programa de atención y vinculación empresarial de la Universidad Nacional de Ingeniería, quienes cuentan con capital semilla y atención técnica para emprendedores.

Finalmente, en términos de universidades, se aprecia que el rol de estas se ha centrado en el desarrollo de capital humano, apoyando la etapa intencional, conceptual y en algunos casos la etapa de semilla. Las universidades privadas cuentan con marcos institucionales más robustos dirigidos al apoyo de la iniciativa empresarial y creación de redes, en comparación con las universidades públicas. Respecto a los demás elementos que componen las organizaciones de apoyo, se encontró la participación del sector privado por medio del Centro de Desarrollo Empresarial (CDE) de la Cámara de Comercios y Servicios de Nicaragua (CCSN), así como la contribución del Centro de Negocios y Asistencia a la Micro, Pequeña y Mediana Empresa (CENAMI) de la Cámara de Industrias de Nicaragua (CADIN). Específicamente, el CDE apoya emprendimientos en su etapa de start-ups y consolidación, mediante un programa de capacitación técnica y provisión de capital semilla. El CENAMI, apoya técnicamente a negocios ya establecidos, con aspiraciones a proveer de productos a la mediana y gran empresa.

Dentro de las iniciativas referentes a promover una cultura de innovación, se encuentran el Centro de innovación Toolbox y el Centro de Innovación Zamora Terán. Asimismo, se identificaron organizaciones de apoyo a productores tales como la Asociación de Emprendedores Hacia Nueva Cima (AEHNC), cuya meta es sentar las condiciones para que el departamento de Carazo sea reconocido como un departamento emprendedor y con nuevas propuestas

de valor. Otras iniciativas como *Emprende 50*, están dirigidas a fomentar el emprendimiento en personas mayores a cincuenta años, aprovechando la experiencia adquirida a lo largo de la vida de sus integrantes. En lo que respecta a elementos ausentes, según lo propuesto por Fuentelsaz et al. (2018), se encontró la inexistencia de parques tecnológicos y escuelas de negocios.

Con relación a canales de financiamiento, los principales proveedores corresponden a financiadores internos e.g., ahorros personales, préstamos de amistades y familiares, así como al financiamiento por capital privado. Cabe destacar que en el seno del ecosistema emprendedor se están desarrollando iniciativas para establecer un crowdfunding a través de capital privado. Sin embargo, dichas iniciativas no han encontrado respaldo técnico, financiero ni institucional por parte de ningún ente privado o público del ecosistema.

Los expertos consultados en la temática confirman lo encontrado en el modelo propuesto en el presente apartado. Se identificaron barreras al financiamiento de manera transversal a lo largo del ciclo de vida de negocio. Lo anterior, puede estar explicado por el incipiente desarrollo de los mercados financieros; la inexistencia de un marco normativo favorable que permita la creación de instrumentos financieros para la capitalización de aventuras emprendedoras; inexistencia de espacios innovadores de financiamiento (crowdfunding, ángeles financieros, capital de riesgo y compañías de inversión), destinados a capitalizar emprendimientos en las distintas fases del ciclo de vida del negocio; así como la burocracia existente en las organizaciones financieras.

Finalmente, en lo que respecta a elementos de infraestructura, premios y subvenciones, se encontraron elementos tales como premios otorgados a emprendimientos, líneas de apoyo otorgadas a diversas entidades financieras para que habiliten préstamos a emprendedores, ayuda internacional a través de bancos y cooperación al desarrollo y otras organizaciones que no se agrupan en las categorías previas, tales como gobiernos locales.

En lo referente a premios otorgados a emprendimientos por parte de entidades gubernamentales, se identificó el Premio Nacional a la Innovación desarrollado por el CONICYT, cuyo objetivo es fomentar la cultura científica y de innovación, promoviendo a su vez la colaboración entre los sectores empresariales y académicos. Por otro lado, entre los premios desarrollados por entidades privadas tenemos el premio concursable desarrollado por la CCSN a través del cual se evalúan distintos emprendimientos que posean

cierta antigüedad en el mercado o bien posean un prototipo del producto, el ganador es beneficiado con capital semilla para el establecimiento del negocio, además de asistencia técnica para el desarrollo de su idea y plan de negocio.

En lo que respecta a premios desarrollados por entidades privadas, tenemos la muestra empresarial desarrollada por la Universidad Americana, que consiste en una feria, donde estudiantes presentan iniciativas empresariales que respondan a oportunidades de negocio. Los ganadores pueden obtener financiamiento por parte del sector privado. Todos estos premios se encuentran orientados a fomentar las fases iniciales del emprendimiento.

Por su parte, las organizaciones internacionales poseen diversos roles en lo referente a su participación en el ecosistema emprendedor nicaragüense. Cuerpo de paz posee un rol de apoyo al Ministerio de Educación en lo que respecta a la etapa de sensibilización, específicamente en el desarrollo del programa AEP, fomentando el espíritu emprendedor en los estudiantes de primaria y secundaria de poblaciones vulnerables. Por otro lado, Thriive Nicaragua, brinda financiamiento el cual se reembolsa con un 20 por ciento en términos pecuniarios y 80 por ciento en transferencias a la comunidad. Dicho financiamiento, está dirigido a la adquisición de maquinaria y equipo necesarios para que los emprendimientos alcancen las fases de crecimiento y madurez.

En lo que respecta a la fase de emprendimientos semilla y etapa de crecimiento, la cooperación suiza y el Banco Interamericano de Desarrollo, proporcionan fondos destinados a financiar programas que fomenten la investigación sobre la temática del emprendimiento, así como programas de fomento al emprendimiento e.g., estrategias para impulsar el desarrollo económico.

De igual manera Child Fund International, enfoca su operatoria en la fase de emprendimientos nacientes, siendo su grupo meta jóvenes de todo el país en condiciones vulnerables, fomentando tanto el espíritu emprendedor como la inserción de dichos individuos a actividades económicas. Asimismo, existen factorías de conocimiento en el norte del país, que operan mediante el financiamiento de cooperación internacional con el objetivo de fomentar emprendimientos nacientes que garanticen transferencias tecnológicas a productores. Finalmente, por parte del sector gubernamental se identificaron los programas del MEFCCA e INATEC, dirigidos a emprendimientos nacientes con énfasis en poblaciones de bajos ingresos de zonas vulnerables, brindándoles capacitación técnica, networking y participación en ferias empresariales.

Lo anterior con el objetivo de generar nuevas oportunidades de generación de ingresos (ver la Figura 3).

FIGURA 3: Elementos del ecosistema emprendedor nicaragüense

Tipo de entidades	Sensibilización	Intencional	Conceptual	Semilla	Start - up	Crecimiento	Madurez	
Organizaciones dirigidas a la creación de empresas		La Fábrica -Impact Hub (Incubadora)						
		La Fábrica - Impact Hub - NUMU (Co-Working)						
	AEP		Áreas de networking*		Agora - Impact Hub (Aceleradora)			
			REN (Iniciativas de networking)					
Organizaciones de apoyo		Universidad Nacional Agraria (UNA)						
		FIQ - UNI		AE - UNI				
		JA - Nicaragua (apoyo internacional)			INDE (Agencia de desarrollo)			
	UCA - UNAN - UAM - UNEH - UCC	NITLAPAN (UCA) - UCC						
		AEHNC - Asociación de profesionales						
		Emprende 50 - Otras agencias de apoyo						
		ANDECU - Agentes sociales						
		Escuelas de negocio*						
		Centros de innovación Zamora Terán				CCSN		CADIN
		Centro de Innovación Toolbox				Parques tecnológicos**		
Financiamiento		Familia - Amigos		Ángeles financieros*	Capital de riesgo*		Medios. financieros*	
				Entidades financieras*	Otras compañías de inversión*			
				Crowdfunding**				
				Instituciones de soporte financiero*				
Elementos de infraestructura, premios y subvenciones		Premios: CCSN - CONY CIT - UAM - UCC			Líneas de apoyo*			
	Cuerpo de Paz	Child Fund			Cooperación Suiza - BID (Ayuda)			
		MEFCCA - INATEC			Thrive (Org. Internacional)			

* / Inexistente en el ecosistema

**/ Inexistente en el ecosistema pero con iniciativas para su creación

Fuente: Elaboración propia.

FIGURA 4: Drivers y frenos del emprendimiento en Nicaragua

Tipo de emprendimiento	Naturaleza	Variables del emprendedor					Elementos del ecosistema		
		Determinantes			Sesgos		Inexistencia de un marco institucional que apoye y monitoree la actividad emprendedora		
		CI	PEM	Motivación	Aversión a la pérdida	Status quo	Financiamiento	Universidades	Cooperación Internacional
Kirzneriano	Ausencia de innovación y diferenciación	(-)	(+)	Necesidad	No significativo	Significativo	Inexistencia de legislación y canales de financiamiento	Falta de investigación y transferencia tecnológica	Apoyo técnico y financiero a la actividad emprendedora
Schumpeteriano		(+)	(-)	Oportunidad					

Nota: Los drivers se encuentran resaltados en gris oscuro y los frenos en gris claro.

Fuente: Elaboración propia.

5. Conclusiones y recomendaciones

A continuación, se presenta un cuadro resumen de los drivers y frenos del emprendimiento en Nicaragua:

La Figura 4 explica la dinámica de la actividad emprendedora en Nicaragua, permitiendo identificar que existen variables de compensación. Es decir, existirán individuos con menores (mayores) puntajes de “comportamiento innovador” que serán compensados por mayores (menores) puntajes de “percepción de evolución de mercado”, tendiendo así a ser más kirznerianos (schumpeterianos). Lo anterior es consistente con los hallazgos de [De Jong & Marsili \(2015\)](#), quienes reconocen que la existencia de oportunidades schumpeterianas o kirznerianas puras, son raras. Asimismo, confirma la propuesta referente a que las perspectivas schumpeteriana y kirzneriana no son antitéticas (contradictorias), sino que representan una variedad de casos que pueden estar presentes simultáneamente.

Por otro lado, se identificó que independientemente de la posición en que se encuentre un emprendedor en la distribución de oportunidades, estos presentan ausencia de innovación de tipo disruptiva o incremental; haciendo que la actividad emprendedora se relegue a prácticas de imitación, modificación y adaptación de choques endógenos (mercado nacional). En consecuencia, el caso de Nicaragua podría verse explicado en mayor medida por el concepto de emprendedor schumpeteriano para países en desarrollo, de la manera propuesta por [Nafziger \(2012\)](#).

En línea con lo anterior, mejoras en las capacidades de innovación (incluso desde una perspectiva de imitación, modificación y adaptación), así como el desarrollo de habilidades de gestión estratégica (necesarias para influir positivamente en la capacidad de los individuos para detectar la evolución de un mercado), podrían generar ventajas competitivas sostenidas en el sentido schumpeteriano y kirzneriano, respectivamente. Mencionar que la imitación de transferencias técnicas de economías desarrolladas, es posible gracias a mayor educación y por tanto se necesita de individuos con la capacidad de adaptar productos, servicios o procesos [Addison \(2003\)](#).

Asimismo, se identificó que los individuos incursionaran en oportunidades emprendedoras más de tipo kirzneriano, a medida que estos estén motivados por la necesidad, constituyendo así un driver contraproducente para el emprendimiento. Sí bien es cierto, la necesidad impulsa a los individuos a

iniciar el proceso de descubrimiento de oportunidades, también se reconoce que éstos poseen una visión cortoplacista sin espacio para la gestión planificada de la productividad, innovación y competitividad, puesto que necesitan generar rápidas ganancias económicas. De este modo, empujan la actividad emprendedora a un círculo vicioso que relega al emprendimiento, a una actividad de subsistencia sin capacidad de ser sostenible y concentrada en mercados tradicionales.

También se encontró que los individuos incursionarán en una actividad emprendedora, en la medida en que los mercados sugieran desempeños favorables, específicamente en actividades económicas tradicionales. Dicha situación podría ser consecuencia de la existencia de sesgos de status quo relacionados al descubrimiento de mercados con evolución positiva que generan ganancias económicas lo suficientemente satisfactorias como para no cambiar una posición inicial. Del mismo modo, ecosistemas con poca orientación a la iniciativa empresarial, que no generan incentivos para incursionar en nuevos mercados.

Mediante los aportes de la economía del comportamiento, se especificó un modelo de regresión logística para status quo, encontrándose que dicho sesgo es significativo en la muestra y guarda relación con la dimensión de personalidad correspondiente a dureza. Lo anterior sugiere que los emprendedores podrían sentir mayor arrepentimiento al obtener resultados negativos derivados de la incursión en nuevas acciones en contraste con resultados negativos que sean consecuencia de la inacción. De este modo, representando un freno al emprendimiento dado que el emprendedor no considera introducir nuevos métodos de producción, nuevos productos, o la incursión en nuevos mercados, debido a condiciones de inercia asociadas al estado inicial de explotación.

La preferencia por actividades incumbentes podría ser resultado de apego a decisiones que han funcionado en el pasado, que con frecuencia son consideradas seguras y que a su vez representan decisiones menos difíciles de tomar, considerando limitaciones cognitivas y de información. Lo anterior constituye una limitante en lo que respecta a la diversificación de los emprendimientos, mostrando a su vez ciertos indicios sobre la existencia de racionalidad limitada, lo cual podría constituir nuevas líneas de investigación en esta temática.

Por otro lado, se encontró que la no aversión a la pérdida representa un driver al emprendimiento, puesto que los individuos son capaces de incursionar en actividades emprendedoras aún bajo escenarios de incertidumbre y posibles

pérdidas.

Finalmente se identificó que, en términos de ecosistema, el principal freno al emprendimiento es la inexistencia de un marco institucional que apoye y monitoree la actividad emprendedora. Específicamente, la falta de canales de financiamiento al emprendimiento por parte del sistema financiero nacional, la falta de investigación y la poca transferencia tecnológica entre universidades y empresa privada, representan frenos importantes que no contribuyen a la formación de un país orientado a la iniciativa empresarial. Por su parte, el apoyo técnico y financiero proveído por organismos internacionales hacia la actividad emprendedora, resulta un driver significativo en la transformación de la actividad, en términos cualitativos y cuantitativos (mayor número de emprendimientos con mayor eficiencia).

Con base a los hallazgos de la investigación, se propone iniciar futuras discusiones sobre los efectos de los drivers y frenos al emprendimiento sobre la dinámica del spillover de conocimiento en la economía. Emprendimientos con poca o nula innovación y diversificación, así como emprendedores con pocas capacidades para crear o identificar oportunidades de negocio, difícilmente generaran propuestas en la base del ciclo de vida de negocios, que generen crecimiento endógeno a través de mejoras en productividad y competitividad.

Asimismo, se sugiere fortalecer el marco institucional con iniciativas dirigidas al fomento de la innovación, que permita a su vez crear capacidades investigativas y de desarrollo, así como capacidades de imitación, modificación y adaptación de prototipos o investigaciones del exterior. Lo antes mencionado podría, en conjunto, hacer que los individuos a corto plazo produzcan recursos intelectuales que empujen sus fronteras de conocimiento y desarrollen el know how, para que de manera intergeneracional se esté capacitados para generar innovación incremental endógena considerando las necesidades del mercado nacional e internacional.

Comprender la dinámica del emprendimiento resulta crucial en términos de productividad agregada y competitividad nacional. Por las razones antes expuestas, las oportunidades emprendedoras en Nicaragua ya sean schumpeterianas o kirznerianas, no logran generar innovaciones disruptivas o incrementales capaces de afectar las funciones de producción existentes, ni logran explotar, de manera estratégica y planificada, las oportunidades existentes. Lo anterior, representa una oportunidad para los formuladores de políticas en términos de expandir su abanico de opciones para incidir en el crecimen-

to de manera sostenible, al incentivar la creación de ventajas competitivas sostenidas desde etapas tempranas del ciclo de vida de negocios que permitan aumentar la productividad de manera agregada y mejorar los índices de competitividad de Nicaragua.

Referencias

- Acs, Z. J. & Armington, C. (2009), *Entrepreneurship, geography, and American economic growth*, Cambridge University Press.
- Acs, Z. J., Autio, E. & Szerb, L. (2014), 'National systems of entrepreneurship: Measurement issues and policy implications', *Research policy* **43**(3), 476–494.
- Addison, D. (2003), *Productivity growth and product variety: gains from imitation and education*, Vol. 3023, World Bank Publications.
- Alvarez, R. & Grazi, M. (2018), 'Innovation and entrepreneurship in latin america: What do we know? what would we like to know?', *Estudios de economía* **45**(2), 157–171.
- Alvarez, S. A. & Barney, J. B. (2010), 'Entrepreneurship and epistemology: The philosophical underpinnings of the study of entrepreneurial opportunities', *Academy of Management annals* **4**(1), 557–583.
- Barba-Sánchez, V. & Atienza-Sahuquillo, C. (2012), 'Entrepreneurial behavior: Impact of motivation factors on decision to create a new venture', *Investigaciones Europeas de Dirección y Economía de la Empresa* **18**(2), 132–138.
- Bartesaghi, A., SiSouza, S., Lasio, M., Varela, R., Veiga, L., Kew, P. & Herrington, M. (2016), 'Gem américa latina y el caribe'.
- Bosma, N. & Kelley, D. (2019), 'Global entrepreneurship monitor 2018/2019', *Retrieved from Chile* .
- Breusch, T. S. & Pagan, A. R. (1979), 'A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation', *Econometrica: Journal of the econometric society* pp. 1287–1294.
- Cenpromype (2013), 'Estrategia regional de fomento al emprendimiento en centroamérica y república dominicana. el salvador: Print station.'

- De Jong, J. P. & Marsili, O. (2015), 'The distribution of schumpeterian and kirznerian opportunities', *Small Business Economics* **44**(1), 19–35.
- Díaz, E. & del Valle, C. (2016), 'Guía de economía del comportamiento', *Instituto Mexicano de Economía del Comportamiento* .
- Eysenck, H. & Eysenck, S. (2008), 'Cuestionario revisado de personalidad de eysenck'.
- Fuentelsaz, L., Maícas, J. P. & Mata, P. (2018), Institutional dynamism in entrepreneurial ecosystems, in 'Entrepreneurial ecosystems', Springer, pp. 45–65.
- Hair, J., Black, W., Babin, B. & Anderson, R. (2014), 'Multivariate data analysis. exploratory data analysis in business and economics', *British Library Cataloguing-in-Publication Data* .
- Kahneman, D. & Tversky, A. (1982), 'The psychology of preferences', *Scientific American* **246**(1), 160–173.
- Kaiser, H. F. (1974), 'An index of factorial simplicity', *Psychometrika* **39**(1), 31–36.
- Kirzner, I. M. (2009), 'The alert and creative entrepreneur: A clarification', *Small Business Economics* **32**(2), 145–152.
- Montoya, J. A., Correa Calle, G. & Mejía Mejía, L. F. (2009), 'Emprendimiento: Visiones desde las teorías del comportamiento humano', *Revista Escuela de administración de negocios* (66), 153–168.
- Nafziger, E. W. (2012), *Economic development*, Cambridge university press.
- Ostrom, E., Gardner, R., Walker, J., Walker, J. M. & Walker, J. (1994), *Rules, games, and common-pool resources*, University of Michigan Press.
- O'Connor, A. & Reed, G. (2018), Theorizing the university governance role in an entrepreneurial ecosystem, in 'Entrepreneurial ecosystems', Springer, pp. 81–100.
- Parque-Tec (2010), Diagnóstico sobre la situación del emprendimiento en centroamérica, Informe, BCIE, KFW.
- Pinto, D. M., Ibararán, P., Stampini, M., Carman, K. G., Guanais, F. C., Luoto, J., Sánchez, M. & Cali, J. (2014), 'Empujoncitos sutiles: el uso de la economía del comportamiento en el diseño de proyectos de salud'.

- Ramsey, J. B. (1969), 'Tests for specification errors in classical linear least-squares regression analysis', *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)* **31**(2), 350–371.
- Renko, M., Kroeck, K. G. & Bullough, A. (2012), 'Expectancy theory and nascent entrepreneurship', *Small Business Economics* **39**(3), 667–684.
- Rodríguez, E. (2012), 'Toma de decisiones: la economía conductual'.
- Romer, P. M. (1990), 'Endogenous technological change', *Journal of political Economy* **98**(5, Part 2), S71–S102.
- Rzeszutek, M., Szyszka, A. & Czerwonka, M. (2015), 'Investors' expertise, personality traits and susceptibility to behavioral biases in the decision making process', *Contemporary Economics* **9**(3), 237–352.
- Schumpeter, J. (1934), *Teoría del Desarrollo Económico*, Mexico–Buenos Aires: Fondo del Cultura Económica.
- Shane, S. A. (2003), *A general theory of entrepreneurship: The individual-opportunity nexus*, Edward Elgar Publishing.
- Shapiro, S. & Wilk, M. (1965), 'An analysis of variance test for normality', *Biometrika* **52**(3), 591–611.
- Snedecor, G. & Cochran, W. (1989), 'Statistical methods. emergency medicine'.
- Tukey, J. W. (1949), 'One degree of freedom for non-additivity', *Biometrics* **5**(3), 232–242.
- White, H. (1980), 'A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity', *Econometrica: journal of the Econometric Society* pp. 817–838.

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

