

Revista de Economía y Finanzas

ISSN 2313-8696

2025

Volumen 12

Diciembre 2025

Pronósticos de inflación: ¿Inflación por productos, *machine learning* o ‘enfoque contrafactual’?

Néstor Torres Betanco

Identificación de *Booms* crediticios en Nicaragua (2002 – 2025): análisis econométrico multimétodo

Antonio Brenes Narváez y Marcos Tinoco Palacios

Progressive Taxation in Nicaragua and its Effectiveness in Reduction of Inequality

Jeffrey Serrano Hernández y Angee Gadea Gutiérrez

***Shock* a los términos de intercambios y sus efectos macroeconómicos**

José Israel Munguía Martínez

El efecto de las provisiones en el ciclo del crédito

Christian Bejarano Chavarría



Banco Central de Nicaragua
Emitiendo confianza y estabilidad

Revista de Economía y Finanzas

VOLUMEN 12-2025

© Banco Central de Nicaragua

Paso a Desnivel Nejapa, 100 metros al este, Pista Héroes de la Insurrección.
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)

Fecha de publicación: Diciembre 2025

Revista de Economía y Finanzas

ISSN 2313-8696

2025

Volumen 12

Diciembre 2025

Comité Editorial

Ovidio Reyes Ramírez – Presidente del BCN

Magaly Sáenz Ulloa – Gerente General del BCN

Nina Conrado Cabrera – Gerente de División Económica del BCN



Banco Central de Nicaragua
Emitiendo confianza y estabilidad

Presentación

El Banco Central de Nicaragua (BCN), con el objetivo de fomentar la investigación en temas relevantes para la economía nicaragüense, presenta el duodécimo volumen de la Revista de Economía y Finanzas. Este volumen se constituye de cinco estudios referidos al desempeño económico de Nicaragua, abordando temas sobre: i) política monetaria; ii) monitoreo financiero; iii) política fiscal; y iv) economía abierta.

La primera investigación desarrolla un esquema comparado de pronósticos de inflación de corto y mediano plazo, combinando modelos de inflación por productos, técnicas de *machine learning* y un enfoque contrafactual que incorpora expectativas externas. Con base en diversas simulaciones y métodos de combinación de pronósticos, se evidencia que el enfoque contrafactual ofrece la mayor precisión en horizontes cortos y medios, mientras que las técnicas de aprendizaje automático también muestran desempeños robustos. En contraste, los Modelos de Inflación por Productos (MIPP) resultan útiles principalmente para previsiones de muy corto plazo. En conjunto, los resultados subrayan que la complementariedad metodológica permite mejorar la exactitud del monitoreo inflacionario.

El segundo estudio identifica episodios de auge crediticio en Nicaragua entre 2002 y 2025 mediante tres estrategias empíricas: filtros estadísticos aplicados a la razón crédito/PIB, un modelo semiestructural que separa tendencia y ciclo, y un modelo Markov switching con tres regímenes. Los resultados apuntan a la existencia de *dos* episodios relevantes de auge crediticio en el período de análisis. El primero tuvo lugar entre finales de 2005 y mediados de 2008, asociado a la fase de expansión posterior a las reformas financieras de inicios de los 2000. El segundo, se observó entre finales de 2015 y mediados de 2018, vinculado al periodo de estabilidad macroeconómica de ese periodo. A nivel sectorial, estos auges fueron liderados por el crédito comercial y personal. Asimismo, la descomposición histórica atribuye las brechas positivas del crédito al dinamismo de la demanda interna y a menores primas de riesgo, mientras que los factores externos amplifican las fluctuaciones. Los hallazgos aportan elementos para fortalecer el monitoreo macrofinanciero y anticipar tensiones en el

mercado crediticio.

El tercer trabajo analiza la efectividad de la tributación progresiva para reducir la desigualdad en Nicaragua utilizando un modelo de Equilibrio General Dinámico Estocástico (DSGE, por sus siglas en inglés) de agentes heterogéneos del tipo Bewley–Huggett–Aiyagari, calibrado para reproducir la economía nicaragüense en 2014. El modelo replica adecuadamente la distribución del consumo y los agregados macroeconómicos, permitiendo evaluar escenarios con distintos grados de progresividad tributaria. Los resultados muestran que una estructura impositiva progresiva contribuye a disminuir la desigualdad en ingreso y consumo entre los distintos agentes, aunque se destaca la importancia de actualizar periódicamente dicha progresividad para evitar que la divergencia entre salarios reales y nominales atenúe sus efectos redistributivos.

El cuarto estudio examina los efectos dinámicos de los *shocks* a los términos de intercambio sobre la economía nicaragüense, enfatizando su persistencia y su contribución a la variabilidad de los agregados macroeconómicos. Un *shock* positivo genera expansiones iniciales del producto, el consumo y la inversión, junto con una mejora transitoria de la balanza comercial coherente con el mecanismo Obstfeld–Svensson–Razin. A diferencia de la evidencia típica internacional, donde estos choques explican alrededor del 10 por ciento de la variación del Producto Interno Bruto (PIB), para Nicaragua explican hasta un 27 por ciento en el noveno trimestre, reflejando la amplificación propia de economías con regímenes cambiarios fijos o semifijos como el *crawling peg*. La descomposición histórica destaca además el papel de los choques de absorción en el comportamiento reciente de la balanza comercial.

Finalmente, el quinto estudio evalúa el efecto de las provisiones por pérdidas crediticias sobre el ciclo del crédito en Nicaragua mediante un modelo de Vectores Autoregresivos Estructural (SVAR, por sus siglas en inglés) con datos de 2004–2024. Los resultados indican que el gasto en provisiones actúa como un canal de transmisión relevante: un *shock* de 1 punto porcentual en el ratio de provisiones a cartera bruta genera

una contracción persistente de hasta 1 punto porcentual en la brecha del crédito. La evidencia confirma que en Nicaragua ha predominado un esquema retrospectivo y procíclico, que tiende a amplificar la volatilidad del ciclo crediticio. En este contexto, los hallazgos validan la importancia de fortalecer el marco macroprudencial mediante la reactivación de las provisiones anticíclicas en 2022 y la implementación del colchón de capital contracíclico en 2025, con el fin de dotar al sistema de mayor estabilidad y reducir la prociclicidad de la oferta crediticia.

El contenido de la revista, así como los análisis y conclusiones que en ella se presentan, son de exclusiva responsabilidad de sus autores y, en ninguna circunstancia, deben interpretarse como una posición oficial del BCN.

ÍNDICE



- 1 **Pronósticos de inflación: ¿Inflación por productos, *machine learning* o ‘enfoque contrafactual’?**
Néstor Torres Betanco
- 41 **Identificación de *Booms* crediticios en Nicaragua (2002 – 2025): análisis econométrico multimétodo**
Antonio Brenes Narváez y Marcos Tinoco Palacios
- 77 **Progressive Taxation in Nicaragua and its Effectiveness in Reduction of Inequality**
Jeffrey Serrano Hernández y Angee Gadea Gutiérrez
- 111 ***Shock* a los términos de intercambios y sus efectos macroeconómicos**
José Israel Munguía Martínez
- 145 **El efecto de las provisiones en el ciclo del crédito**
Christian Bejarano Chavarría

Pronósticos de inflación ¿Inflación por productos, *machine learning* o ‘enfoque contrafactual’?

Néstor Torres Betanco^{*}

Resumen

El control y monitoreo de la inflación son parte del quehacer de un Banco Central, de modo que contar con pronósticos precisos puede ayudar a tomar mejores decisiones de política. Así, este documento tiene el objetivo de proveer un esquema sencillo y preciso de pronósticos de inflación a corto y mediano plazo basado en tres enfoques: 1) modelos de inflación por productos (MIPP); 2) modelos de *machine learning* y redes neuronales; y, 3) modelos basados en un principio contrafactual que internaliza expectativas inflacionarias externas. Se usan diversas simulaciones de distintos modelos que, junto con métodos de combinación de pronósticos, permiten obtener mejores estimaciones. Se observa que el ‘enfoque contrafactual’ es más preciso para pronosticar la inflación a corto y mediano plazo, pero las técnicas de *machine learning* y redes también manifiestan un alto grado de precisión. En tanto, el enfoque MIPP proporciona pronósticos precisos sólo a corto plazo.

Palabras clave: Inflación, *Machine learning*, Redes neuronales, Modelos dinámicos, Combinación de pronósticos.

Códigos JEL: E31, C32, C52, C53.

^{*} El autor es estudiante de doctorado en economía en la Universidad de Barcelona. Para comentarios comunicarse al correo: nestortorres@ub.edu. El contenido de este documento es de exclusiva responsabilidad de su(s) autor(es), y no necesariamente representa la posición oficial del Banco Central de Nicaragua.

1. Introducción

El control y monitoreo de la inflación son parte del objetivo fundamental de los Bancos Centrales, de modo que contar con pronósticos precisos y oportunos de este indicador, puede ayudar en la toma de decisiones. En este sentido, el desarrollo de herramientas parsimoniosas y manejables para pronósticos inflacionarios es un componente importante para el éxito de dichas decisiones. No obstante, pronosticar la inflación es y ha sido siempre una tarea desafiante ([McAdam & McNelis 2005](#), p.862), en parte, porque la inflación es a menudo afectada por factores aleatorios e imprevisibles.

Los métodos de pronósticos y combinación de pronósticos han sido ampliamente utilizados en la literatura, y la inflación ha sido uno de los indicadores de mayor cobertura, debido a su importancia en el diseño de políticas económicas, particularmente para los Bancos Centrales (véase: [Stock & Watson 1999](#), [Forni et al. 2003](#), [D'Amato et al. 2008](#), [Wright 2009](#), [Koop & Korobilis 2012](#), [Groen et al. 2013](#), [Kelikume & Salami 2014](#), [Chen et al. 2014](#), [Breitung & Roling 2015](#), [Aparicio & Bertolotto 2020](#), entre otros). Si bien los resultados de los pronósticos suelen ser mixtos (en función del método utilizado y el horizonte considerado), en la literatura existe un consenso: la combinación de pronósticos suele proveer mejores resultados, comparado con estimaciones individuales (véase [Timmermann 2006](#)). Además, la literatura reciente muestra que métodos avanzados de *machine learning* y redes neuronales ofrecen buenos resultados en los pronósticos de inflación (e.g., [Rodríguez-Vargas 2020](#), [Peirano et al. 2021](#), [Paranhos 2025](#)).

Considerando lo anterior, en este estudio se proponen pronósticos de inflación a corto y mediano plazo bajo tres esquemas. El primer esquema (denominado MIPP) usa información granular del Índice de Precios al Consumidor (IPC) de los 298 productos que componen el IPC general de Nicaragua (incluye bienes y servicios). El enfoque MIPP usa una variedad de modelos univariados incluyendo modelos autorregresivos (AR), modelos de media móvil (MA), modelos autorregresivos de media móvil (ARMA), modelos autorregresivos integrados de media móvil (ARIMA), así como modelos ARIMA extendidos con ajuste estacional (SARIMA). Los modelos se estiman con estructuras óptimas de rezagos, y con ello se pronostica la inflación de cada producto, lo cual luego se agrega a partir de las ponderaciones individuales de los productos en el IPC general.

El segundo enfoque incluye el uso de modelos de *machine learning* y redes neuronales. Específicamente, se consideran los modelos que en la literatura han demostrado mayor poder predictivo sobre la inflación, como regresiones LASSO (*Least Absolute Shrinkage and Selection Operator*) y *Ridge*, pero también redes (o modelos) LSTM (*Long Short-Term Memory*) y el algoritmo *Prophet*.

Mientras que el tercer enfoque se denomina ‘enfoque contrafactual’, porque se inspira en el método de control sintético de [Abadie & Gardeazabal \(2003\)](#), aunque sigue un esquema de ponderación diferente. En este, se usa la inflación externa y las expectativas inflacionarias en 38 países para modelar la inflación en Nicaragua. El algoritmo incluye ecuaciones semi-estructurales de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), pero también modelos Autorregresivos de Rezagos Distribuidos (ARDL), y modelos de Vectores Autorregresivos (VAR), entre otros. En todos los enfoques se usan estrategias de combinación de pronósticos.

Los resultados indican que el ‘enfoque contrafactual’ es el más preciso para pronosticar la inflación a corto y mediano plazo, pues minimiza el error global de pronóstico. En tanto, enfoque MIPP presenta un buen poder predictivo a muy corto plazo (i.e., 2 trimestres), mientras que el ajuste de la mayor parte de técnicas de *machine learning* y redes neuronales es elevado dentro de muestra, y los pronósticos fuera de muestra también son precisos.

Se observa que la mejor combinación de pronósticos dentro del ‘enfoque contrafactual’, es aproximadamente el doble más precisa que otras combinaciones del mismo enfoque, y supera también los resultados del enfoque MIPP. Por su parte, los modelos de *machine learning* informados con variables externas (como la inflación de Estados Unidos, precios de *commodities* y el deslizamiento cambiario) producen buenos resultados. No obstante, cuando estas técnicas avanzadas se limitan a un contexto univariado, suelen ser superadas por modelos tradicionales más simples.

El resto del documento está organizado de la siguiente forma: la sección [2](#) presenta la revisión de literatura. La sección [3](#) describe los aspectos metodológicos. Por su parte, los resultados son descritos en la sección [4](#), mientras que las conclusiones se presentan en la sección [5](#).

2. Revisión de literatura

El fenómeno inflacionario ha sido ampliamente estudiado en la literatura. Muchos de los trabajos se han concentrado en analizar los *drivers* de la inflación (Nguyen et al. 2017, Hmadouch 2025, Lim & Sek 2015, Kinlaw et al. 2023, Ha et al. 2024, entre otros), pero también en diseñar métodos que permitan tener mejores pronósticos de esta variable, dada su importancia en la toma de decisiones por parte de los Bancos Centrales. En este sentido, la literatura empírica es numerosa (Stock & Watson 1999, Forni et al. 2003, Stock & Watson 2006, Wright 2009, Koop & Korobilis 2012, Gupta & Hartley 2013, Aparicio & Bertolotto 2020, Özgür & Akkoç 2022, entre otros).

La evidencia empírica sobre los pronósticos de inflación es diversa. Los estudios han seguido distintos enfoques para tratar de mejorar los resultados en términos de precisión y oportunidad, pero tratando de mantener la simplicidad. El consenso de la literatura de pronósticos sugiere que las combinaciones de pronósticos individuales ofrecen—a menudo—mejores resultados.

D'Amato et al. (2008) usan una combinación de pronósticos de modelos univariados (i.e., ARMA) pero también multivariados (i.e., VAR y semi-estructurales), con los cuales demuestran que los pronósticos individuales suelen ser menos precisos que las combinaciones lineales de esos modelos individuales, lo cual es coherente con lo que recomiendan Engle et al. (1984), Newbold & Harvey (2002), Fang (2003) y Timmermann (2006).¹

Fulton & Hubrich (2021) explora la combinación de pronósticos a partir de distintos modelos tradicionales (i.e., AR, VAR y Curva de Phillips), encontrando resultados similares a los descritos en D'Amato et al. (2008) y Kascha & Ravazzolo (2010). En particular, la combinación de pronósticos de inflación le permite compensar el desempeño de modelos con 'malos' resultados, dado que aunque esos modelos no presentan las mejores señales, recogen información que a nivel agregado puede ser importante (ibid). Conclusiones similares se derivan de los trabajos de Eklund & Karlsson (2007), Ögünç et al. (2013) y De-Castro & Aiube (2023).

Bjørnland et al. (2012) también demuestran que la combinación de

¹Castillo & Ortiz (2018) concluyen también que existe una ganancia de precisión con el uso de métodos de combinación.

pronósticos es precisa, particularmente cuando se consideran pronósticos puntuales de la inflación (véase también [Hubrich & Skudelny 2017](#)). Si bien las combinaciones de pronósticos no garantizan siempre el mejor resultado al compararse con el mejor modelo individual, las combinaciones suelen ser más precisas y asintóticamente proveen un ‘seguro’ ante la selección de modelos inapropiados ([Kascha & Ravazzolo 2010](#), p.231).

Otro de los consensos de la literatura es que más información mejora los pronósticos (véase [Ögünç et al. 2013](#), p.312). Por ello, algunos estudios como el de [Stock & Watson \(1999\)](#), [Stock & Watson \(2003\)](#), [Forni et al. \(2003\)](#), [Stock & Watson \(2006\)](#), [Gupta & Hartley \(2013\)](#), [Adebiyi et al. \(2022\)](#), [Botha et al. \(2023\)](#), entre otros, usan múltiples series de tiempo para pronosticar la inflación.

Por ejemplo, [Ögünç et al. \(2013\)](#) demuestran que los pronósticos de modelos multivariados son alrededor de 30 por ciento más acertados que los derivados de modelos *benchmark* univariados. El mismo resultado se deriva de [Stock & Watson \(1999\)](#), [Forni et al. \(2003\)](#) y [Gupta & Hartley \(2013\)](#), en donde se observa que las variables financieras y los precios de activos juegan un rol importante para predecir la inflación, particularmente, en el mediano plazo ([Gupta & Hartley 2013](#), p.239).

Métodos más avanzados para pronósticos incluyen el uso de *machine learning*, en donde la literatura es creciente (véase [Ülke et al. 2018](#), [Medeiros et al. 2021](#), [Aliaj et al. 2023](#), [Özgür & Akkoç 2022](#), [Naghi et al. 2024](#), [Stoneman & Duca 2024](#), [Bolivar 2025](#)). Estos métodos ofrecen buenos resultados en cuanto a la precisión de los pronósticos de inflación, debido a que suelen tener mejor capacidad de incluir más factores explicativos, lo cual naturalmente mejora la bondad de ajuste de los modelos.² Un método comúnmente utilizado es el de regresiones LASSO (o *shrinkage*). Este método permite mejorar el ajuste al penalizar a los modelos menos precisos, a la vez que se evita la sobre-parametrización (véase [Aliaj et al. 2023](#)).

Por su flexibilidad y capacidad de adaptarse a contextos con grandes volúmenes de información, el método LASSO tiende a ofrecer un mejor desempeño. [Özgür & Akkoç \(2022\)](#) llegan a esa conclusión al comparar regresiones LASSO con modelos tradicionales como ARIMA o VAR en Turquía. En este caso, se observa que las regresiones LASSO poseen un mejor ajuste a la inflación, dado que estas seleccionan (mediante un

²Por ejemplo, el estadístico R^2 incrementa en la medida que se incluyen más regresores.

algoritmo) los regresores más importantes de manera dinámica, de modo que los pronósticos se optimizan en la medida que se incluye más información al sistema. Lo mismo encuentran [Liu et al. \(2024\)](#) para el caso de Japón.

En Estados Unidos, [Medeiros et al. \(2021\)](#) también usan métodos de *machine learning* para pronosticar la inflación, demostrando su potencial frente a modelos tradicionales. En particular, modelos LASSO y *Random Forest* ofrecen los mejores resultados en contextos de grandes volúmenes de datos. En particular, el modelo de *Random Forest* reduce significativamente el error de pronóstico debido a su habilidad de seleccionar variables relevantes, pero también por su capacidad de incorporar relaciones no lineales ([Medeiros et al. 2021](#), [Araujo & Gaglianone 2023](#)). [Stoneman & Duca \(2024\)](#) demuestran que los métodos de *machine learning* proporcionan pronósticos más precisos que los basados en encuestas a expertos, y estos también presentan un desempeño notable en contextos de crisis, como el experimentado durante la pandemia de COVID-19.

Dentro del instrumental de *machine learning*, se desprenden los modelos de redes neuronales y sus variantes más complejas. No obstante, no siempre los métodos ‘menos elementales’ suelen ofrecer mejores resultados, y en este sentido, la literatura ofrece resultados mixtos. Por ejemplo, [Moshiri et al. \(1999\)](#) estima una serie de modelos de redes neuronales híbridas y dinámicas, y lo que se observa es que el poder predictivo de esos modelos es igual o inferior al que ofrecen modelos *benchmark* del tipo VAR ([Moshiri et al. 1999](#), p.230). Por su parte, [McAdam & McNelis \(2005\)](#) demuestran que los métodos de redes neuronales combinados y bajo un esquema de curva de Phillips para la modelación de la inflación, superan a los modelos lineales y tradicionales en economías industrializadas.

[Choudhary & Haider \(2012\)](#) evalúan el poder predictivo de redes neuronales para generar pronósticos de inflación en 28 países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE), y evidenciaron que en el 45 por ciento de los casos, los modelos de redes neuronales superaron el desempeño de modelos AR, mientras que estos últimos se desempeñaron mejor en el 21 por ciento de los casos. Ello refleja la importancia de los modelos univariados, pues a pesar de su simpleza pueden ofrecer bondades importantes cuando se trata de pronósticos, particularmente, a (muy) corto plazo (véase [Nason & Palasciano 2025](#)). Sin embargo, en el estudio de [Oyewale et al. \(2019\)](#) se observa que los métodos de redes neuronales superan a modelos ARIMA, aunque solamente se evalúa un horizonte de

proyección.

A pesar de lo anterior, Šestanović & Arnerić (2021) demuestran que los modelos de redes neuronales ofrecen mejores resultados—en cuanto a precisión—en el mediano plazo (e.g., en horizonte de 2 años). Esto se debe en parte a que los modelos *benchmark* como AR o ARMA, suelen converger a su media incondicional, de modo que luego de cierto tiempo, la dinámica previa de la variable provee menor poder explicativo en la varianza actual de dicha serie.

Rodríguez-Vargas (2020) evalúa el potencial del modelo o red LSTM, y encuentra que este método es el más preciso para proyectar la inflación en Costa Rica. No obstante, otros modelos como *Random Forest*, también resultan ser potentes para identificar la tendencia y dirección de la inflación, particularmente, en horizontes más largos (Rodríguez-Vargas 2020, p.8).

En Estados Unidos, Paranhos (2025) utiliza también modelos LSTM, y al igual que Rodríguez-Vargas (2020), encuentra que estos modelos superan a modelos más sofisticados de redes neuronales al pronosticar la inflación. Almosova & Andresen (2023) y Peirano et al. (2021) llegan a la misma conclusión, y sus resultados mejoran al combinar el modelo LSTM con modelos tradicionales (e.g., SARIMA). Así, los pronósticos macroeconómicos pueden mejorar con el uso de *machine learning* y *deep learning*, dada su capacidad de modelar relaciones no lineales y no estacionarias (Theoharidis et al. 2023).

Menculini et al. (2021) comparan el poder del modelo *Prophet*, así como modelos LSTM, contrastado con el desempeño de modelos ARIMA en un contexto de datos semanales. Su conclusión es que los modelos LSTM y los modelos ARIMA reflejaron un desempeño similar para pronosticar la inflación mayorista de alimentos en Italia. Por su parte, aunque el modelo que usa el algoritmo *Prophet* es más sencillo de implementar, su precisión fue menor que los otros esquemas usados para el contraste (véase Menculini et al. 2021, p.644).

Una posible explicación detrás del menor desempeño de modelos como el *Prophet*, es que a menudo estos se limitan a una variable, y también proporcionan resultados más acertados en la medida que las series presentan mayor volatilidad y regularidad en el tiempo, de modo que las series con mayor frecuencia (e.g., semanal o diaria) son un mejor objetivo a analizar

con este tipo de herramientas. Como menciona [Menculini et al. \(2021\)](#), algoritmos como *Prophet* han sido usados para pronósticos de series de alta volatilidad como precios de acciones o criptomonedas, ofreciendo resultados positivos, no obstante, en series con alta persistencia (como la inflación) este tipo de métodos presentan más limitaciones.

Como demuestran [Ang et al. \(2007\)](#), [Ghysels & Wright \(2009\)](#), [Altug & Çakmaklı \(2016\)](#) y [Araujo & Gaglianone \(2023\)](#), las expectativas inflacionarias son una herramienta potente a la hora de pronosticar o mejorar los pronósticos de inflación. En muchos estudios se consideran las encuestas de expectativas a especialistas como una *proxy* confiable de la inflación esperada ([Oinonen & Paloviita 2017](#), p.139). Lo interesante de usar encuestas de expectativas inflacionarias es que, en ciertos contextos, los pronósticos obtenidos a partir de dichas encuestas, son iguales o más precisos que los derivados de métodos tradicionales de pronósticos ([Thomas & Grant 2000](#)).

Por ejemplo, en [Araujo & Gaglianone \(2023, p.15\)](#) se presenta la evaluación y comparativa del desempeño de 50 modelos (i.e., *machine learning* y modelos tradicionales) y métodos de combinación de pronósticos para Brasil, donde se observa que la encuesta de expectativas de inflación de Brasil presenta el desempeño más notable en cuanto a la precisión a corto y mediano plazo (entre 1 y 18 meses), superando a la mayoría de modelos tradicionales y de *machine learning*, los cuales suelen ofrecer mejores resultados a medida que el horizonte de tiempo es mayor.

[Ang et al. \(2007\)](#) también contrasta el poder predictivo de encuestas de expectativas con modelos tradicionales en Estados Unidos, donde encuentran que las encuestas sistemáticamente superan a métodos tradicionales (i.e., modelos ARMA y curva de Phillips), y la combinación de pronósticos no genera mejoras, dado que los mayores pesos se asignan a los pronósticos de las encuestas ([Ang et al. 2007](#), p.1163). [Faust & Wright \(2013, p.2\)](#) y [Croushore \(2010\)](#) llegan a una conclusión similar. Los resultados de [Ang et al. \(2007\)](#), [Faust & Wright \(2013\)](#) y [Araujo & Gaglianone \(2023\)](#) son coherentes con lo descrito previamente, donde a menudo se observa que las técnicas más complejas no necesariamente son garantía de resultados más precisos.

3. Aspectos metodológicos

3.1. Datos

En este estudio se usan datos mensuales y trimestrales de la inflación de Nicaragua, los cuales provienen del Banco Central, así como de la Secretaría del Consejo Monetario Centroamericano (SECMCA). También se usan datos trimestrales de la inflación y las expectativas inflacionarias de 38 países a nivel internacional provenientes de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE). Los datos trimestrales incluyen también información de la tasa de deslizamiento cambiario, así como una variable indicativa estacional, como parte de los fundamentos de la inflación a mediano plazo.

La inflación trimestral se contempla desde el primer trimestre del 2000, hasta el último trimestre de 2024. Pero también se incorpora información sobre las expectativas inflacionarias de las 38 economías, las cuales se extienden hasta el último trimestre de 2025.³ Entre estos países se encuentran los principales socios comerciales de Nicaragua, como Estados Unidos, China, México, países de Centroamérica, así como países de la Unión Europea.

Según señala la OCDE, las expectativas de inflación se estiman en función del clima económico particular de cada país y la coyuntura internacional, para lo cual se usan modelos técnicos de estimación, pero también el juicio de expertos, así como encuestas de expectativas. Esto último es importante, porque en la literatura se ha demostrado que las encuestas de expectativas de inflación tienen un poder predictivo que puede ser igual o superior al de modelos tradicionales (véase [Ang et al. 2007](#), [Altug & Çakmaklı 2016](#), [Araujo & Gaglianone 2023](#)).

Por su parte, los datos mensuales consideran la inflación pormenorizada de los 298 productos incluidos en el cálculo del IPC, correspondiente a las 12 divisiones.⁴ Así, el pronóstico de la inflación surge a partir del pronóstico individual de cada producto, lo cual posteriormente se pondera en función de la contribución de dicho producto en el IPC general. Las estimaciones se hacen tanto en niveles del IPC, como en tasas de variación

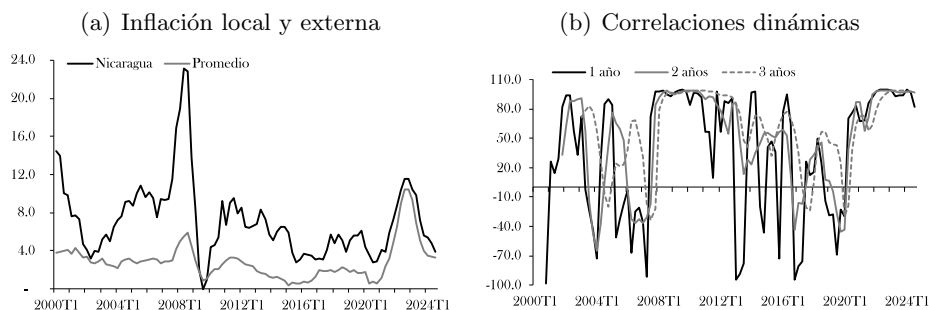
³La última actualización de la información considerada de la OCDE es a junio de 2024.

⁴1) Alimentos y bebidas no alcohólicas; 2) bebidas alcohólicas y tabaco; 3) prendas de vestir y calzado; 4) alojamiento, agua, electricidad, gas; 5) equipamiento y artículos para el hogar; 6) salud; 7) transporte; 8) telecomunicaciones; 9) recreación y cultura; 10) educación; 11) restaurantes y hoteles; 12) bienes y servicios diversos.

de ese índice, debido a las discrepancias que pueden derivarse al momento de ponderar el IPC general con la tasa de variación del IPC de cada producto.

La Figura 1 representa la inflación de Nicaragua y el promedio de inflación externa a partir de los datos de los 38 países. En esta figura se puede observar que la inflación doméstica ha mantenido en general una tendencia que sigue el comportamiento de la inflación externa, aunque con un mayor nivel, particularmente antes de 2009, cuando el traspaso aparente pudo haber sido no lineal o mayor a 1.

FIGURA 1: Inflación en Nicaragua e Inflación Externa



Nota:—La inflación promedio del panel (a) se estima usando la inflación de los 38 países de la OCDE. La correlación dinámica del panel (b) se calcula considerando ventanas móviles de 1, 2 y 3 años. Datos trimestrales desde el primer trimestre del 2000 al tercer trimestre de 2024.

Fuente: Elaboración propia.

En tanto, en los últimos años la inflación en Nicaragua manifiesta una tendencia similar a la inflación internacional, lo que puede sugerir que el incremento inflacionario observado entre 2021 y 2022, y el correspondiente proceso desinflacionario reciente, podrían estar vinculados mayormente con factores externos, lo que también podría ser consistente con lo observado en el panel (b), el cual representa la correlación dinámica entre las series en diferentes horizontes de tiempo (i.e., 1, 2 y 3 años), mismas que convergen hacia 100 por ciento (de correlación) en el periodo más reciente, superando la correlación histórica de 60 por ciento entre ambas variables.

3.1.1. Correlaciones y componentes principales

La Tabla 1 muestra las correlaciones de la tasa de inflación trimestral en Nicaragua, contrastado con los demás países. Se toman dos medidas de asociación: 1) la correlación simple entre la inflación de Nicaragua y la de

su contraparte, y 2) la correlación de la inflación de Nicaragua y la de los principales socios comerciales. Es importante destacar que, en prácticamente todos los casos, la correlación existente es distinta de cero considerando un nivel de confianza de 95 por ciento. Dentro de los principales socios comerciales, destacan Costa Rica, España, Estados Unidos y Corea del Sur, en los cuales la correlación de su inflación con la de Nicaragua supera el 50 por ciento. Si se considera solamente la correlación ‘pura’, algunos países del Este de Europa manifiestan la mayor correlación con la inflación nicaragüense.

TABLA 1: Matriz de Correlaciones de la Inflación

Por correlación [†]		Por socio comercial [‡]	
País	Coef. de correl.	País	Coef. de correl.
Letonia	73.13***	Estados Unidos	53.74***
Estonia	61.17***	China	48.92***
Suiza	61.02***	México	32.27***
Costa Rica	59.99***	Costa Rica	59.99***
Chile	56.76***	Japón	24.52**
Luxemburgo	56.71***	Alemania	40.71***
Lituania	55.61***	Corea del Sur	53.16***
España	54.29***	España	54.29***
Estados Unidos	53.74***	Colombia	35.31***
Corea del Sur	53.16***	Canadá	37.53***

Nota: –Datos en porcentaje. El socio comercial se determina según las importaciones de Nicaragua por origen en 2024. [†] orden según coeficiente de correlación. [‡] orden según participación en las importaciones totales de Nicaragua. *** significancia estadística al 1 por ciento. ** significancia estadística al 5 por ciento. * significancia estadística al 10 por ciento. Datos de inflación desde el primer trimestre del 2000, al tercer trimestre de 2024. Coef. de correl: coeficiente de correlación. Fuente: Elaboración propia.

Si bien lo anterior no refleja causalidad, puede ser un indicador importante para inferir *a priori* una mejor precisión de los pronósticos, dado que como muestran Thomas & Grant (2000), Ang et al. (2007), Altug & Çakmaklı (2016) y Araujo & Gaglianone (2023), las expectativas de inflación son esenciales para obtener mejores pronósticos a corto y mediano plazo, y aunque no se cuenta con expectativas de inflación en Nicaragua, se internalizan las expectativas de los principales socios comerciales, de modo que eso puede permitir modelar de mejor forma la tendencia inflacionaria futura, pues a mediano plazo la inflación doméstica depende fundamentalmente de la inflación importada y la depreciación cambiaria, como menciona el Banco Central de Nicaragua (2024, p.119).

Dado que se cuenta con información relevante de la inflación de 38 países, pero los modelos tienen limitaciones de estimación por el consumo de grados de libertad que supone incluir toda la información, se estiman los componentes principales del *set* completo de información, los cuales explican la mayoría de varianza de los datos en un número reducido de series no correlacionadas entre sí.

Los resultados de la descomposición de los datos en sus componentes principales se presenta en la Tabla 2, la cual muestra que los 10 componentes principales de los datos de inflación explican aproximadamente el 94 por ciento de la variación de los datos generales. Esto sugiere que esos 10 componentes proporcionan información suficiente para contemplar la tendencia inflacionaria de prácticamente todos los países en una cantidad significativamente menor de series.

TABLA 2: Componentes Principales de la Inflación Externa

Componente	Valor	Diferencia	Proporción	Prop. Acum.
			porcentaje	
1	24.81	22.06	65.28	65.28
2	2.75	0.57	7.24	72.52
3	2.18	0.62	5.73	78.25
4	1.55	0.48	4.09	82.33
5	1.07	0.07	2.82	85.16
6	1.00	0.11	2.64	87.80
7	0.89	0.28	2.35	90.15
8	0.61	0.16	1.61	91.75
9	0.45	0.07	1.19	92.95
10	0.38	0.05	1.00	93.95

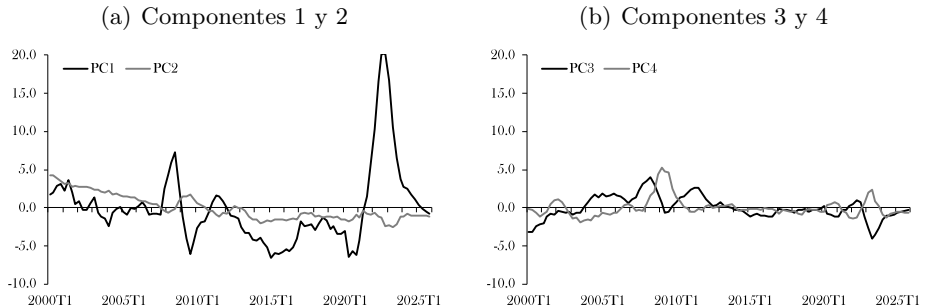
Nota:—Los componentes principales se estiman usando la inflación de los 38 países de la OCDE. Datos trimestrales desde el primer trimestre del 2000 al cuarto trimestre de 2025. Prop. Acum: proporción acumulada.

Fuente: Elaboración propia.

La Figura 2 representa gráficamente los primeros 4 componentes principales estimados a partir de los datos de inflación, en los cuales se refleja una tendencia desinflacionaria global recogida por el primer componente, que es el que explica la mayor porción de la varianza global de los datos (más de 65 por ciento). Esto se alinea con lo que muestra la Figura 1, que refleja una tendencia general desinflacionaria de las economías. El primer componente proporciona más peso a la evolución reciente de la inflación externa, dado que

entre 2021 y 2022 la misma superó su media incondicional. Sin embargo, los demás componentes ponderan más el episodio inflacionario de 2008–2009 con ciertas variantes, pues eso garantiza que todos los componentes no compartan ninguna correlación.

FIGURA 2: Componentes Principales



Nota:—Los componentes principales se estiman usando la inflación de los 38 países. Datos trimestrales desde el primer trimestre del 2000 al cuarto trimestre de 2025.

Fuente: Elaboración propia.

3.2. Modelos

En esta sección se muestran los principales modelos usados en los ejercicios de pronósticos. En primer lugar se describe la variedad de modelos univariados usados en las estimaciones mediante el enfoque MIPP. Luego se presentan los modelos de *machine learning* (i.e., regresiones LASSO y Ridge) y redes neuronales utilizados, y finalmente se detalla el ‘enfoque contrafactual’.

3.2.1. Enfoque MIPP: modelos univariados

Para la estimación de los pronósticos de inflación mediante el enfoque MIPP, se usa la información de los 298 productos del IPC de Nicaragua en niveles, pero también en su tasa de variación interanual. Así, para el índice de precios (o variación) de cada producto i en el periodo t se define una ecuación de estimación mediante modelos AR, MA, ARMA, ARIMA y SARIMA. La estructura de rezagos de los modelos se determina de forma algorítmica, minimizando el criterio de información Criterio de Información de Akaike (AIC por sus siglas en inglés) de [Akaike \(1974\)](#).⁵

⁵El criterio AIC se define como: $AIC = 2k - 2\ln(\mathcal{L})$, donde \mathcal{L} representa el valor de la función de máxima verosimilitud, y k es el número de coeficientes del modelo.

■ Modelos AR, MA y ARMA

El modelo AR se define en la ecuación (1). En esa ecuación, α representa el intercepto del modelo y β refleja la memoria del proceso de y_t^i . Mientras que p refleja el rezago óptimo correspondiente a cada serie i . En tanto, $\epsilon_t^i \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\epsilon^2)$ indica el error del modelo de la serie correspondiente, el cual presenta características de ruido blanco. De ese modo, cada índice de precios posee un modelo $AR(p)$ que se ajusta de la mejor manera posible.

$$y_t^i = \alpha^i + \sum_{m=1}^p \beta^i y_{t-m}^i + \epsilon_t^i \quad \forall i = 1, 2, \dots, 298 \quad \forall t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

Por su parte, la representación $MA(q)$ se muestra en la ecuación (2), donde q representa el número óptimo de rezagos de los términos de error de cada serie ϵ_t^i , el cual también se determina en función de la minimización del criterio AIC.

$$y_t^i = \mu^i + \sum_{n=0}^q \omega^i \epsilon_{t-n}^i \quad \forall i = 1, 2, \dots, 298 \quad \forall t = 1, 2, \dots, T \quad (2)$$

El modelo $ARMA$ con parámetros p y q se presenta en la ecuación (3). En este modelo, \mathbf{L}^m y \mathbf{L}^n representan los operadores de rezagos del componente auto-regresivo y de media móvil, respectivamente.⁶

$$\left(1 - \sum_{m=1}^p \beta^i \mathbf{L}^m\right) y_t^i = \gamma^i + \left(1 + \sum_{n=0}^q \omega^i \mathbf{L}^n\right) \epsilon_t^i \quad \forall i = 1, \dots, 298 \quad \forall t = 1, \dots, T \quad (3)$$

■ Modelos ARIMA y SARIMA

A diferencia de los modelos anteriores, el modelo $ARIMA(p, d, q)$ incluye la posibilidad de superar los inconvenientes de las raíces unitarias a través de $(1 - \mathbf{L})^d$, donde el parámetro d define el número de veces que la serie y_t^i tiene que ser diferenciada para que la misma sea estacionaria. Al igual que en los casos anteriores, \mathbf{L} representa el operador de rezagos.

$$\left(1 - \sum_{m=1}^p \beta^i \mathbf{L}^m\right) (1 - \mathbf{L})^d y_t^i = \gamma^i + \left(1 + \sum_{n=0}^q \omega^i \mathbf{L}^n\right) \epsilon_t^i \quad \forall i = 1, \dots, 298 \quad \forall t = 1, \dots, T \quad (4)$$

La ecuación (5) muestra la representación del modelo SARIMA con parámetros p, d, q y P, D, Q , los cuales representan los mismos elementos

⁶Los valores de p y q pueden o no ser iguales.

del modelo ARIMA presentado anteriormente, pero se divide el modelo en sus componentes estacionales y no estacionales. La ventaja de este método es que puede ajustarse mejor a patrones regulares de las series de tiempo, lo cual suele observarse en indicadores como la inflación. En este caso, los parámetros θ^i y Ω^i recogen la contribución relativa del componente estacional de la serie y_t^i , el cual permite pronosticar de mejor manera la regularidad de dicha serie.

$$\left(1 - \sum_{m=1}^P \theta^i \mathbf{L}^{ms}\right) \left(1 - \sum_{m=1}^p \beta^i \mathbf{L}^m\right) (1 - \mathbf{L}^s)^D (1 - \mathbf{L})^d y_t^i = \gamma^i + \left(1 + \sum_{n=0}^Q \Omega^i \mathbf{L}^{ns}\right) \left(1 + \sum_{n=0}^q \omega^i \mathbf{L}^n\right) \epsilon_t^i \quad (5)$$

La tasa de inflación general pronosticada por cada método se calcula en función de la contribución individual del índice de precios de cada producto. Es decir, se multiplica el pronóstico individual (\hat{y}_{t+h}^i) por la ponderación de dicho producto en el IPC (\mathcal{W}^i), lo que implica que $\hat{y}_{t+h} = \sum_{i=1}^p \mathcal{W}^i \hat{y}_{t+h}^i$.

Una vez que se tiene el pronóstico general de la inflación mediante todos los métodos, se unifican los pronósticos con base en la precisión de los mismos, pero también asignando un peso π_m proporcional a cada modelo ($\mathcal{W}_m = \frac{1}{M}$), donde M es el número de modelos, lo cual permite generar ganancias de pronósticos, al comparar los resultados con los pronósticos individuales. Este método de combinación, también se usa bajo los otros enfoques. Así, el pronóstico agregado promedio o ponderado de inflación h pasos hacia adelante surge como $\tilde{y}_{t+h} = \frac{1}{M} \sum_{j=1}^M \hat{y}_{t+h}^j$.

3.2.2. Enfoque de *machine learning* y redes neuronales

En este enfoque se usan 4 modelos esencialmente. Regresiones LASSO y *Ridge* propuestos por Tibshirani (1996) y Hoerl & Kennard (1970), respectivamente. También se usa el modelo LSTM introducido en Hochreiter & Schmidhuber (1997) y el algoritmo *Prophet*, recientemente desarrollado por Taylor & Letham (2018). Esto, considerando que en la literatura son los métodos que han ofrecido los mejores resultados en cuanto a su precisión y consistencia en los pronósticos fuera de muestra de la inflación.

■ Regresión LASSO y *Ridge*

La regresión LASSO es una generación del método tradicional de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), pero con una función de penalización del coeficiente β_j asociado a cada regresor j , pudiendo reducir a cero el valor

de β_j en dependencia de la varianza explicada por la variable asociada con dicho coeficiente. Por ello, la regresión LASSO es también conocida como un método de *shrinkage*, y sigue un esquema similar a las *stepwise regressions*, que eliminan variables redundantes o irrelevantes.

En particular, la regresión LASSO minimiza el error cuadrático de predicción, penalizando los parámetros β_j como muestra la ecuación (6).

$$\left\{ \sum_{i=1}^n (y_i - \beta_0 - \beta_1 x_{i1} \dots - \beta_p x_{ip})^2 + \lambda (|\beta_1| + |\beta_2| + \dots + |\beta_p|) \right\} \quad (6)$$

En este caso, λ representa el parámetro de regularización siendo $\lambda > 0$. Se debe notar que cuando $\lambda = 0$ se regresa al esquema habitual de MCO, dado que en ese caso la minimización ocurre sólo en términos del error de predicción al cuadrado. Así, el $\hat{\beta}^{lasso}$ se determina como:

$$\hat{\beta}^{lasso} = \arg \min_{\beta} \left\{ \sum_{i=1}^n \left(y_i - \beta_0 - \sum_{j=1}^p x_{ij} \beta_j \right)^2 + \lambda \sum_{j=1}^p |\beta_j| \right\} \quad (7)$$

A pesar de que la regresión LASSO no tiene una forma cerrada del $\hat{\beta}^{lasso}$ (como en el caso del modelo MCO⁷), dicho estimador se obtiene mediante algoritmos de optimización, como el propuesto en Tibshirani (1996, p.278).

La regresión *Ridge* es en esencia el precursor de la regresión LASSO, y sigue un planteamiento similar, dado que también minimiza el error de pronóstico al cuadrado, incluyendo de igual forma el coeficiente λ de regularización, aunque en este caso los parámetros β_j son tratados de forma distinta. La regresión *Ridge* se resume en la ecuación (8).

$$\left\{ \sum_{i=1}^n (y_i - \beta_0 - \beta_1 x_{i1} \dots - \beta_p x_{ip})^2 + \lambda (\beta_1^2 + \beta_2^2 + \dots + \beta_p^2) \right\} \quad (8)$$

Aunque el planteamiento es similar al de la regresión LASSO, la función objetivo a minimizar por parte de la regresión *Ridge* permite tener una forma cerrada de su estimador. En particular, la regresión minimiza la función (9) escogiendo valores óptimos para β_j y λ .

⁷El estimador de MCO es: $\hat{\beta}^{MCO} = (X'X)^{-1}X'y$, donde X' representa la matriz X transpuesta.

$$\hat{\beta}^{\text{ridge}} = \arg \min_{\beta} \left\{ \sum_{i=1}^n \left(y_i - \beta_0 - \sum_{j=1}^p x_{ij} \beta_j \right)^2 + \lambda \sum_{j=1}^p \beta_j^2 \right\} \quad (9)$$

Al igual que el caso anterior, si $\lambda = 0$ se está en presencia de una regresión tradicional de MCO, pero en este caso, con $\lambda > 0$, es relativamente sencillo demostrar que el estimador $\hat{\beta}^{\text{ridge}} = (X'X + I\lambda)^{-1}X'y$, lo cual es una extensión del estimador de MCO cuando $\lambda = 0$. Aquí, I representa la matriz identidad de orden $p \times p$.

Tanto en el caso de la regresión LASSO como *Ridge*, el parámetro λ puede tomar valores superiores a cero sin cota superior. No obstante, es importante notar que en la medida que λ incrementa, el valor de los coeficientes β_j tiende a cero, y en el caso de regresiones LASSO pueden ser iguales a cero en el extremo, pero en el modelo *Ridge* esto no ocurre. Debido al *trade-off* de sesgo y varianza, en la medida que λ incrementa, el sesgo también aumenta, pero se reduce la varianza. Por ello, el valor de λ se determina endógenamente a partir de algoritmos de aproximación.

■ Modelo LSTM y *Prophet*

De acuerdo con [Hochreiter & Schmidhuber \(1997\)](#), una red (o modelo) LSTM procesa una secuencia temporal $\{y_t\}_{t=1}^T$ manteniendo un estado oculto (h_t) y una celda de memoria (c_t) que permiten modelar y retener relaciones de largo plazo. La celda de memoria de la red LSTM es lo que permite modelar relaciones de corto y largo plazo, pero también hacer pronósticos, y su dinámica está determinada por tres fases que interactúan con tres estados:

$$f_t = \sigma(W_f y_t + U_f h_{t-1} + b_f) \quad \text{fase de olvido} \quad (10)$$

$$i_t = \sigma(W_i y_t + U_i h_{t-1} + b_i) \quad \text{fase de entrada} \quad (11)$$

$$o_t = \sigma(W_o y_t + U_o h_{t-1} + b_o) \quad \text{fase de salida} \quad (12)$$

$$\tilde{c}_t = \tanh(W_c y_t + U_c h_{t-1} + b_c) \quad \text{estado candidato} \quad (13)$$

$$c_t = f_t \odot c_{t-1} + i_t \odot \tilde{c}_t \quad \text{estado de actualización (memoria)} \quad (14)$$

$$h_t = o_t \odot \tanh(c_t) \quad \text{estado oculto actualizado} \quad (15)$$

donde y_t es el vector de entrada en el tiempo t ; $h_t \in \mathbb{R}^m$ es el estado oculto; $c_t \in \mathbb{R}^m$ es el vector de memoria; $W(\cdot)$ y $U(\cdot)$ son matrices de pesos; b son vectores de sesgo; $\sigma(\cdot)$ es la función sigmoide, mientras que \odot es el producto de Hadamard que denota la multiplicación elemento a elemento.

En la red LSTM, la fase de olvido f_t es la que decide la información poco relevante que debe descartarse. En tanto, la fase de entrada i_t y el estado candidato \tilde{c}_t determinan la nueva información que debe incorporarse y la que retener de las fases previas. Finalmente, la fase de salida o_t delimita la información que incidirá en los pronósticos a partir de la memoria de la red. Esto último permite recoger y modelar la memoria de la serie a pronosticar, pero también la potencial influencia de otros factores externos.

En general, el pronóstico del modelo LSTM sobre la serie temporal \hat{y}_{t+h} en el periodo $t + h$, se obtiene a partir del estado oculto de la ecuación (16), donde $g(\cdot)$ es una capa densa lineal o no lineal.

$$\hat{y}_{t+h} = g(h_t), \quad (16)$$

El modelo *Prophet* es relativamente más sencillo que el LSTM, aunque también modela una secuencia temporal $\{y_t\}_{t=1}^T$, pero como un modelo aditivo, como proponen Taylor & Letham (2018). Este modelo tiene como componentes principales la tendencia y estacionalidad de la serie, de modo que los pronósticos que resultan son esencialmente las contribuciones de estos componentes sobre la varianza de y_t . Así, y_t se puede descomponer como:

$$y_t = \tau(t) + s(t) + l(t) + \epsilon_t, \quad (17)$$

donde $\tau(t)$ representa la tendencia a largo plazo, $s(t)$ son los componentes estacionales (semanales, mensuales, trimestrales, anuales), mientras que $l(t)$ son los efectos de períodos festivos. Finalmente, $\epsilon_t \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$ es el término de error que es determinado por el componente irregular (aleatorio) y no sistemático de la serie.

Como describen Taylor & Letham (2018, p.39), con el modelo *Prophet* la tendencia se denota como una función lineal con puntos de cambio (*change-points*), como muestra la ecuación (18), en la que k es la pendiente inicial; m es el intercepto; $\mathbf{a}(t)$ es un vector indicador que activa los cambios de pendiente en los *change-points*; δ son los cambios de pendiente, mientras que γ son los ajustes de nivel para mantener continuidad.

$$\tau(t) = (k + \mathbf{a}(t)^\top \delta)t + (m + \mathbf{a}(t)^\top \gamma) \quad (18)$$

Por su parte, la estacionalidad del modelo *Prophet* descansa en el uso de la serie de Fourier, la cual permite aproximar la naturaleza periódica de los datos (Taylor & Letham 2018, p.40). Así, la aproximación de la

estacionalidad a partir de la aproximación de Fourier puede denotarse como la descrita en (19).

$$s(t) = \sum_{n=-N}^N c_n e^{i \frac{2\pi n t}{P}} \quad (19)$$

donde N representa la complejidad de la estacionalidad que se modela y P indica la periodicidad de los datos. Por ejemplo, según este modelo $P = 365,25$ refleja datos anuales, mientras que $P = 7$ se puede usar para datos con estacionalidad semanal.

Según Taylor & Letham (2018), los parámetros que se deben estimar en el modelo son $c_n, n = -N, \dots, N$. En este caso, un N grande permite aproximar procesos de estacionalidad más complejos, pero se corre el riesgo de sobre-ajustar y_t . Para datos con estacionalidad anual y semanal, el modelo usa generalmente los parámetros $N = 10$ y $N = 3$, respectivamente. De ese modo, se puede definir $X(t)$ de la siguiente forma:

$$X(t) = \left(e^{i \frac{2\pi(-10)t}{365,25}}, \dots, e^{i \frac{2\pi(10)t}{365,25}} \right) \quad (20)$$

Entonces, el componente estacional $s(t)$ se determina como el producto punto de $X(t)$ con un vector de parámetros $\mathcal{B} \sim \mathcal{N}(0, \sigma)$. En el modelo generativo, $s(t) = X(t)\mathcal{B}$ impone un suavizado previo sobre la estacionalidad (Taylor & Letham 2018).

3.2.3. ‘Enfoque contrafactual’

Este enfoque se denomina “enfoque contrafactual”, dado que se inspira en la idea general del método de control sintético propuesto por Abadie & Gardeazabal (2003), aunque no se usa directamente dicho método. No obstante, dado que la inflación en Nicaragua se modela con la inflación de otras economías, el resultado del pronóstico de la inflación (basado en la inflación) resulta en una forma de ‘contrafactual’, o una serie sintética de inflación para Nicaragua, aunque con un esquema iterativo y de asignación de pesos que difiere del planteamiento de Abadie & Gardeazabal (2003).

En este enfoque se utilizan datos de inflación y las expectativas inflacionarias de los 38 países de la OCDE, y se estiman modelos univariados y multivariados cuasi-estructurales. El enfoque consta de dos etapas. En una primera etapa se estiman los modelos considerando la información de

los principales socios comerciales, así como de los países cuya inflación manifiesta la mayor correlación con la inflación de Nicaragua. Mientras que la segunda etapa se complementa con un algoritmo que utiliza los componentes principales de la inflación y las expectativas inflacionarias de los 38 países.

En el algoritmo se trabaja con los 10 componentes principales y se realizan distintas simulaciones con diversas combinaciones de factores, rezagos y sub-muestras de los distintos modelos estimados, con el objetivo de evitar el posible sesgo de seleccionar un modelo en particular. La segunda fase del algoritmo sigue un esquema recursivo, en el cual se agregan los pronósticos al *set* de datos existente, a fin de pronosticar fuera de muestra.

En este proceso, se contempla la tendencia inflacionaria como un factor explicativo de la inflación observada, la cual se estima mediante la descomposición STL⁸ de Cleveland et al. (1990). La particularidad de esto, es que la tendencia de la inflación general no se estima sobre la serie original, sino sobre la pronosticada, lo cual permite generar un proceso iterativo de pronósticos sin la limitación de la muestra de la inflación observada.

Una vez que se tienen todas las combinaciones de modelos, se realiza la agregación de los pronósticos de la inflación con base en la asignación del mismo peso $w_j = \frac{1}{M}$ del modelo j , con $\sum_{j=1}^J w_j = 1$ y $w_j \geq 0$. En este caso, M representa el total de modelos considerados en el análisis. También se utiliza la asignación de pesos para los modelos seleccionados en función de la mínima distancia con la inflación observada, usando el valor inverso de la raíz del error cuadrático medio (RMSE por sus siglas en inglés), descrito en la ecuación (21).

$$RMSE = \sqrt{\sum_{i=1}^n \frac{(y_t - \hat{y}_t)^2}{n}} \quad (21)$$

La estimación de la inflación se realiza con una serie de modelos univariados, multivariados y dinámicos, expresados en la “función transformadora” \mathcal{F} , la cual depende del vector de variables X'_t , que recoge, además de la inflación externa y las expectativas, la tasa de deslizamiento e indicadores estacionales y de tendencia. El conjunto de modelos contenidos en \mathcal{F} incluye regresiones de ecuaciones semi-estructurales mediante modelos ARDL, MCO y VAR. En total, se estiman más de 200 especificaciones de los distintos modelos.

⁸ *Seasonal-Trend decomposition based on Loess.*

$$y_t = \mathcal{F}\{X_t'\beta\} + u_t \quad (22)$$

Con la información generada en la primera etapa por los modelos representados en (22), se estima la combinación del pronóstico inflacionario a h pasos hacia adelante (\hat{y}_{t+h}), delimitado por la información disponible. Luego, se descompone \hat{y}_{t+h} en su factor regular y tendencial mediante el algoritmo STL, y se extrae la tendencia denotada por \bar{y}_{t+h} . Esta serie de tendencia se calcula a partir de (\hat{y}_{t+h}) de modo que la disponibilidad de información hasta el periodo t no limita su estimación, y técnicamente no se usa la memoria de la inflación observada para definir dicha tendencia, aunque se estima de forma indirecta.

El componente \bar{y}_{t+h} es importante, dado que juega en la práctica el mismo rol de la memoria de un proceso AR, pero sin la limitación que impone dicha memoria a efectos de pronósticos a h pasos hacia adelante, ya que la distancia entre y_t y \hat{y}_{t+h} debe ser consistente con el orden del proceso AR modelado para obtener pronósticos fuera de muestra.

Finalmente, se pronostican los componentes principales usados para la estimación de la inflación en función de \hat{y}_{t+h} , lo que garantiza la dinámica endógena del pronóstico, continuando de esa forma el proceso de iteración y pronóstico. Cabe destacar que el pronóstico de un componente a no incluye retro-alimentación con otro componente b , porque los mismos no guardan correlación entre sí ($Cov\{PC_a, PC_b\} = 0$).

Los parámetros principales del algoritmo se determinan por el número de componentes a incorporar en el pronóstico (hasta 10), así como por la cantidad de rezagos considerados para estimar los coeficientes de los modelos que luego se usan para pronosticar. Dado que las estimaciones se hacen incluyendo y excluyendo la tendencia inflacionaria, se balancean estos parámetros de modo que ambos pronósticos puedan alinearse en el mediano plazo, pero también garanticen estabilidad y consistencia a los resultados del algoritmo. En este esquema también se usan combinaciones de pronósticos.

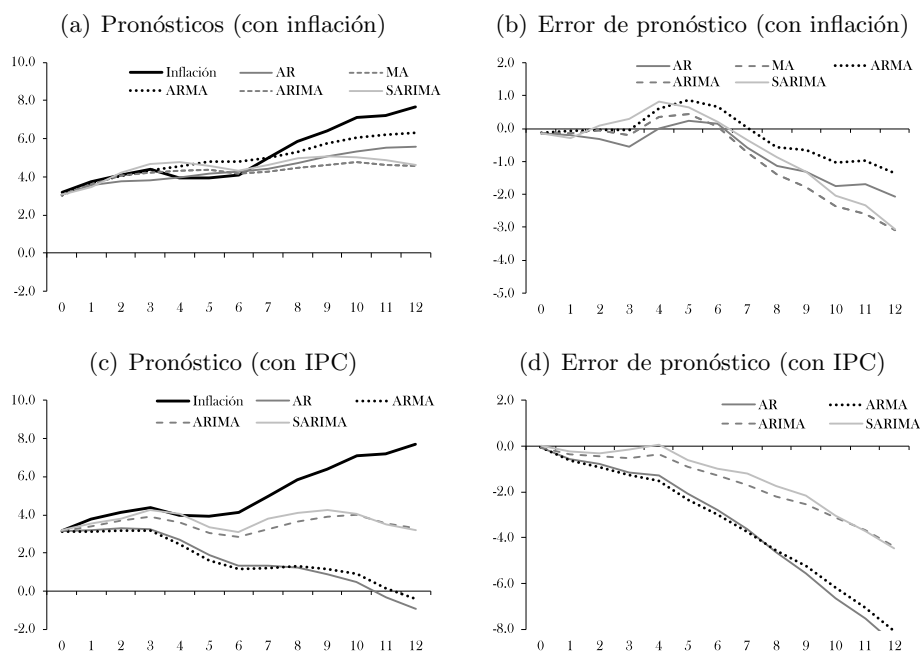
4. Resultados

4.1. Enfoque MIPP

La Figura 3 presenta los resultados de los pronósticos fuera de muestra de la inflación basados en el enfoque MIPP, en la cual se observa que, en general,

los modelos univariados tradicionales producen resultados aceptables. El ejercicio de pronósticos se lleva a cabo usando, tanto el índice de precios de cada uno de los 298 productos, como la tasa de inflación interanual individual. Esto porque al agregar el índice general, se logra consistencia usando el IPC por producto, pero para efectos de estabilidad de los modelos es adecuado usar la tasa de variación, misma que resulta ser estacionaria en la mayoría de los casos, siendo una característica deseable en contextos de modelos univariados.

FIGURA 3: Pronósticos Mensuales Fuera de Muestra con Enfoque MIPP



Nota:—El eje vertical representa porcentaje en la primera columna, y puntos porcentuales en el error de pronóstico, y el eje horizontal refleja periodos. El periodo fuera de muestra es 2021M1-2022M1. En los paneles (a) y (b) se usa y pronostica la tasa de inflación de cada producto i , y en los paneles (c) y (d) se utiliza el índice en niveles. Se usan datos mensuales de los 298 productos que componen el IPC de Nicaragua. Se excluye el modelo MA al pronosticar el IPC, dado que el mismo no converge. Datos mensuales.

Fuente: Elaboración propia.

Los resultados bajo este enfoque sugieren que, aunque los distintos modelos univariados manifiestan resultados similares, los modelos ARMA son los que mejor se ajustan a los datos de inflación por producto, minimizando el error de pronóstico en un horizonte de 12 meses, como muestra el panel (b)

de la Figura 3. No obstante, en la medida que el horizonte de pronóstico es mayor, la precisión de los modelos disminuye, manifestando diferencias de entre 1 y 3 puntos porcentuales entre la inflación proyectada y la observada.

Por su parte, al pronosticar los índices de precios individuales, se observa que todos los modelos presentan un menor grado de precisión, con diferencias significativas en cuanto al error de pronóstico que generan, comparado con dichos modelos al usar la tasa de inflación—en lugar del índice. En este caso, los modelos subestiman sistemáticamente la inflación observada después de 6 periodos (véase la Figura A1). No obstante, los modelos ARIMA y SARIMA proporcionan mejores resultados dado que los mismos diferencian las series de forma automática hasta lograr estacionariedad, garantizando así mayor estabilidad y consistencia en los pronósticos a corto plazo.

A pesar de la imprecisión de los modelos a ciertos horizontes, en general la mayoría demuestran un buen poder predictivo a (muy) corto plazo, lo que es natural en modelos univariados, dado que series como la inflación manifiestan cierta memoria que es modelada de buena forma con este tipo de estrategias. Esta es una regularidad que también se ha documentado en otros estudios, en los cuales modelos univariados como ARMA o ARIMA ‘compiten’ de buena manera, e incluso pueden superar el poder predictivo de modelos más avanzados de redes neuronales o *machine learning* (véase Moshiri et al. 1999, Choudhary & Haider 2012, Menculini et al. 2021).

4.2. *Machine learning* y redes neuronales

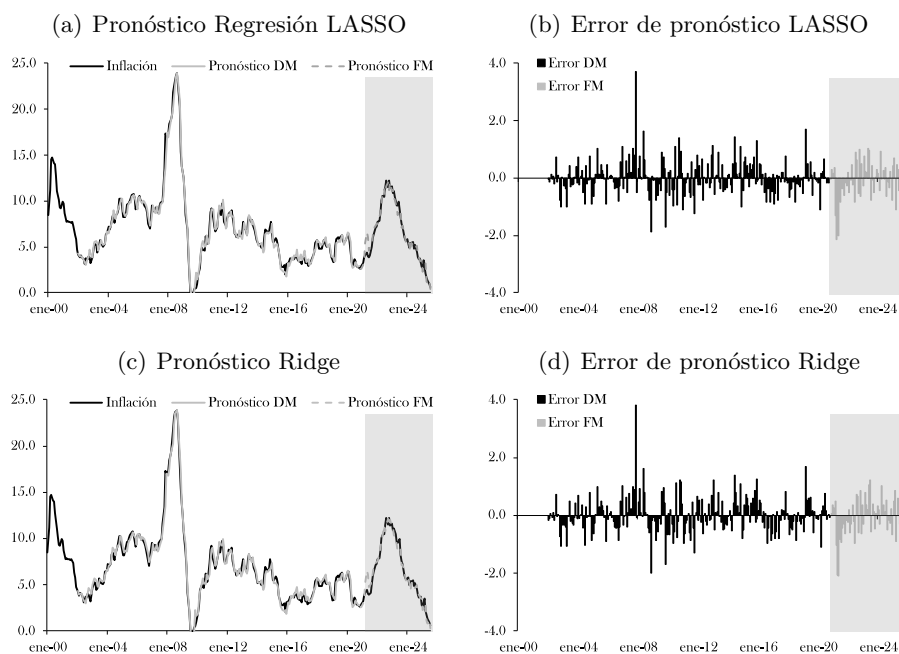
4.2.1. Regresión LASSO y *Ridge*

Los modelos LASSO y *Ridge* producen resultados cuantitativos similares en términos de los pronósticos de inflación (véase la Figura 4). Esos modelos se estiman incluyendo información externa, como la inflación de Estados Unidos y los precios de materias primas (petróleo y alimentos), así como el deslizamiento cambiario. En ambos casos, el ajuste dentro y fuera de muestra es adecuado para replicar los patrones de los datos en el periodo de entrenamiento y prueba. La precisión de los modelos LASSO y *Ridge* es significativamente superior a los modelos univariados, pues el RMSE de estas técnicas de *machine learning* es cercano a 0.6 dentro de muestra, mientras que fuera de muestra el RMSE es menor a 1 (Tabla A2).

Dado que estos modelos requieren una cantidad de datos importante para calibrarse, se usan datos mensuales en el periodo 2000-2025 y tanto el modelo

LASSO como *Ridge*, usan una proporción de 80 por ciento del total de datos para entrenamiento, y el resto de información se usa para la fase de prueba. Si bien estos modelos superan la precisión de modelos univariados (Tabla A2), en el contexto en el cual las regresiones LASSO y *Ridge* no cuentan con información externa adicional a la inflación de Nicaragua y sus rezagos, los modelos univariados tradicionales suelen reflejar un mejor desempeño.

FIGURA 4: Pronósticos de Inflación Regresión LASSO y *Ridge*



Nota:—Los modelos se calibran considerando 12 rezagos y usa el 80 por ciento de los datos para entrenamiento. El modelo *Ridge* usa un $\lambda = 1$. Modelo multivariado que incluye: la inflación de Estados Unidos, el precio del petróleo, precio de alimentos y el deslizamiento cambiario. El área sombreada refleja los pronósticos y errores fuera de muestra. El eje vertical en el panel (a) y (c) indica porcentaje, y en el panel (b) y (d) representa puntos porcentuales. DM: dentro de muestra. FM: fuera de muestra. Datos mensuales.

Fuente: Elaboración propia.

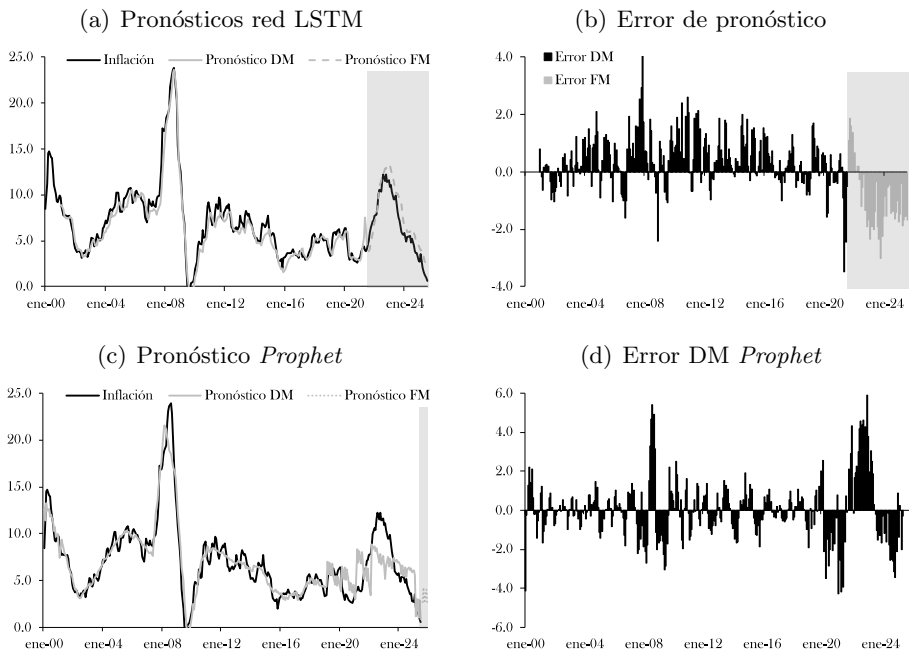
Algo que se debe destacar de los pronósticos generados por los modelos de *machine learning*, es que estos reflejan un error absoluto con características de ruido blanco, es decir, no presentan patrones sistemáticos de sobre-estimación o sub-estimación de la inflación, lo cual es una característica deseable en este contexto. Si bien los resultados pueden variar con los hiper-parámetros que se usan (e.g., λ o el número de rezagos), en

este caso se utilizan valores estándar para series temporales con frecuencia mensual, como muestra la Tabla A1. No obstante, la variación de los parámetros no genera mayores cambios en el ajuste de los modelos.

4.2.2. LSTM y Prophet

Los pronósticos de la red (o modelo) LSTM se presentan en la Figura 5. A diferencia de los modelos univariados anteriores, esta red se construye considerando un esquema multivariado (como en las regresiones LASSO y Ridge), en el cual la inflación de Nicaragua se pronostica usando información de la inflación de Estados Unidos, los precios del petróleo, los precios de alimentos así como el deslizamiento cambiario.

FIGURA 5: Pronósticos de Inflación LSTM



Nota:—El modelo LSTM se calibra considerando 12 rezagos y usa el 80 por ciento de los datos para entrenamiento. Modelo multivariado que incluye: la inflación de Estados Unidos, el precio del petróleo, precio de alimentos y el deslizamiento cambiario. El área sombreada refleja los pronósticos y errores fuera de muestra. El eje vertical en el panel (a) y (c) indica porcentaje, y en el panel (b) y (d) representa puntos porcentuales. DM: dentro de muestra. FM: fuera de muestra. Datos mensuales.

Fuente: Elaboración propia.

En el panel (a) de la Figura 5 se observa que el ajuste de la red LSTM

dentro de muestra es importante, manifestando un seguimiento adecuado a la tendencia y el nivel de la inflación observada. En particular, el RMSE dentro de muestra es de 1.02 (1.51 fuera de muestra), lo cual resulta más bajo que el observado en modelos univariados, aunque mayor al que reflejan los modelos LASSO y *Ridge*. Una característica llamativa de los resultados del modelo LSTM, es que los pronósticos dentro de muestra reflejan una relativa sub-estimación de la inflación observada, mientras que en el periodo fuera de muestra se refleja una sobre-estimación sistemática de la inflación, lo que podría relacionarse con la calibración de la red, aunque se sigue una calibración estándar (Tabla A1).

La red LSTM se calibra también usando el 80 por ciento de los datos para entrenamiento (Tabla A1), y el restante para prueba, en una configuración de 12 rezagos debido a la frecuencia de los datos. Por su parte, otros hiper-parámetros utilizados por la red (e.g., cantidad de muestras para actualizar pesos de los pronósticos, o número de veces que la red recorre la muestra), se calibran de forma relativamente estándar para datos mensuales, pero los resultados son robustos ante variaciones de los mismos.

Por su parte, el modelo *Prophet* manifiesta un comportamiento más errático para modelar la inflación, a pesar de que todos los modelos multivariados se ‘informan’ de la misma manera. Dado que el ajuste dentro de muestra es débil, los pronósticos del modelo *Prophet* son los menos precisos contrastados con los resultados de los métodos de *machine learning* y redes. Esto puede estar relacionado con su relativa simplicidad, pero también con la calibración de los parámetros, pues entre todos los métodos, el modelo *Prophet* es el que manifiesta la mayor sensibilidad a cambios de sus hiper-parámetros. Así, este método es poco confiable para pronosticar la inflación.

4.3. ‘Enfoque contrafactual’

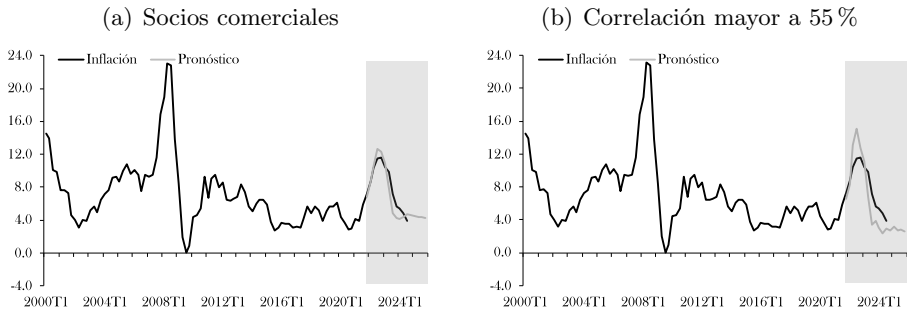
4.3.1. Estimaciones según correlación

En la Figura 6 se muestran los resultados obtenidos al usar la inflación de los 5 principales socios comerciales de Nicaragua (según la correlación de la Tabla 1), así como los países que reflejan una alta correlación de su inflación con la inflación doméstica (superior a 55 por ciento). En estas estimaciones se incluye la inflación de la mayor parte de países presentados en la Tabla 1 que cumplen alguno de los dos criterios.

Al evaluar los resultados dentro de muestra bajo este enfoque, el RMSE

resultante es de 1.16 para el modelo que incluye la inflación de los socios comerciales, y de 2.27 para el segundo modelo (Tabla A2), lo que indica que la inflación de socios comerciales posee un mayor poder predictivo sobre la inflación doméstica, lo cual podría explicarse por el traspaso inflacionario que se puede dar a través de las importaciones. Los resultados sugieren que la tendencia desinflacionaria en Nicaragua continuará en 2025 (aunque se desacelerará), y considerando distintas simulaciones, se estima que al cierre del año la inflación se podría ubicar entre 2.5 y 4 por ciento, aproximadamente.

FIGURA 6: Pronósticos de Inflación Según Correlación



Nota:—Se incluye información de la inflación de Nicaragua hasta 2024T3. Los modelos contemplan información de la inflación local y externa y del deslizamiento cambiario. El panel (a) contempla información de los 5 principales socios comerciales. En el panel (b) se considera la mayor correlación entre la inflación de Nicaragua y los demás países presentados en la Tabla 1 que cumplen el criterio. El eje vertical representa porcentajes, y el eje horizontal indica trimestres. El área sombreada representa el periodo fuera de muestra. Estimaciones promedio en función de distintas simulaciones, sub-periodos y modelos. Datos trimestrales.

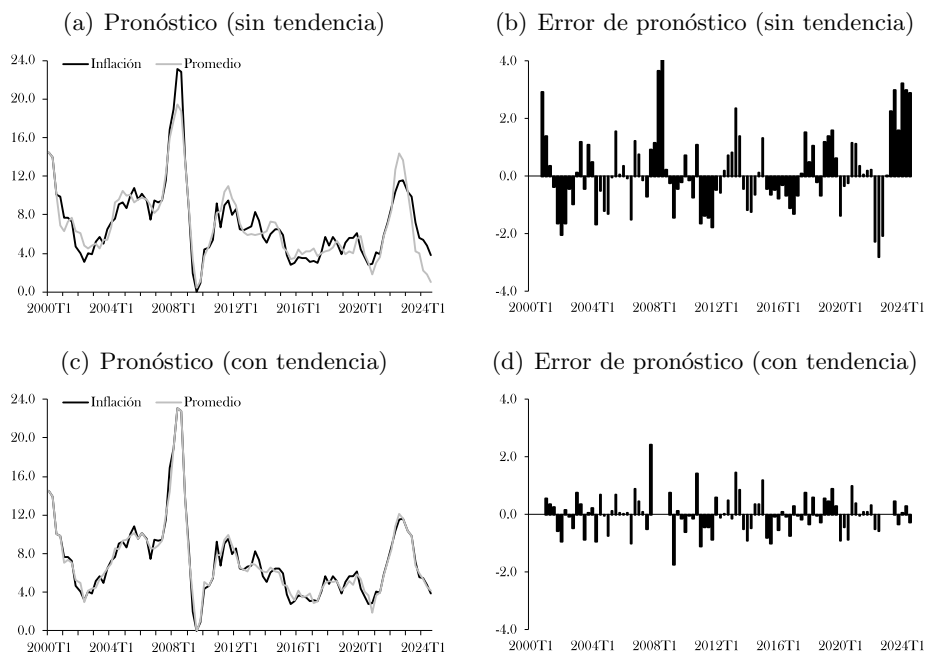
Fuente: Elaboración propia.

4.3.2. Estimaciones con componentes principales

Los pronósticos de inflación usando componentes principales se muestran en las Figuras 7 y 8, en la cuales los resultados indican que la información de inflación externa y el deslizamiento cambiario son variables muy importantes para explicar la dinámica de la inflación en Nicaragua. La Figura 7 presenta las estimaciones dentro de muestra en el periodo 2000–2024, en el cual el RMSE se sitúa en 1.36, siendo similar al desempeño del mejor modelo descrito en la sección anterior. No obstante, los resultados mejoran sustancialmente cuando se modela la tendencia de la inflación en Nicaragua a partir de los pronósticos iniciales (usando la descomposición STL), siguiendo el proceso descrito en la sección 3.2.3.

Cuando se incluye la tendencia inflacionaria de Nicaragua, el error de pronóstico disminuye significativamente como se muestra en el panel (d) de la Figura 7, mismo que presenta una media incondicional de cero en todo el periodo, y tiene características de ruido blanco, es decir, no hay una sub-estimación o sobre-estimación sistemática de la inflación dentro de muestra. En el caso donde se controla la tendencia de la inflación el RMSE disminuye a 0.62 en el periodo 2000-2024, representando menos de la mitad del RMSE del modelo que no incorpora dicha tendencia. Con esto, la ganancia de precisión fuera de muestra es notable (véase la Tabla A2).

FIGURA 7: Pronósticos de Inflación Dentro de Muestra



Nota:—Se incluye información de la inflación de Nicaragua hasta 2024T3. Los modelos contemplan información de la inflación local y externa y del deslizamiento cambiario. El eje vertical del panel (a) y (c) refleja porcentaje, mientras que en los paneles (b) y (d) indica puntos porcentuales. El eje horizontal muestra trimestres. Estimaciones promedio en función de distintas simulaciones que incluyen hasta 10 componentes principales derivados de los 38 países, pero también sub-periodos en los que se eliminan hasta 4 años de información al final de la muestra para estimar los pronósticos fuera de muestra. Datos trimestrales.

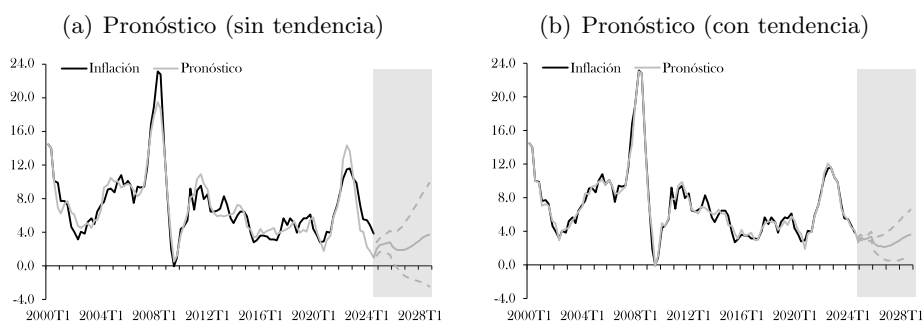
Fuente: Elaboración propia.

Con los modelos anteriores se generan los pronósticos fuera de muestra,

los cuales convergen en el mediano plazo independientemente de si se controla indirectamente (o no) por la tendencia inflacionaria. Esto se logra al calibrar los parámetros principales relativos al número de componentes y la memoria de esos procesos, lo que garantiza consistencia y estabilidad a los pronósticos generados por ambos enfoques, como describe la sección 3.2.3.

Así, los modelos indican que, en condiciones normales, al cierre de 2025 la inflación podría situarse aproximadamente entre 2.5 y 3.4 por ciento. Mientras que en 2026 se observa cierta estabilidad inflacionaria, la cual podría incrementar en 2027 y 2028 hasta 3.6 por ciento, aunque esto también se asocia con un grado de incertidumbre más alto debido a que el horizonte es lejano, considerando que la información que considera el modelo se extiende hasta 2024.

FIGURA 8: Pronósticos de Inflación Fuera de Muestra



Nota:—Se incluye información de la inflación de Nicaragua hasta 2024T3. Los modelos contemplan información de la inflación local y externa y del deslizamiento cambiario. El eje vertical representa porcentajes, y el eje horizontal indica trimestres. El área sombreada representa el periodo fuera de muestra, mientras que las líneas punteadas muestran un intervalo de confianza de 68 por ciento (± 1 desviación estándar). Estimaciones promedio en función de distintas simulaciones que incluyen hasta 10 componentes derivados de los 38 países, pero también sub-periodos en los que se eliminan hasta 4 años de información al final de la muestra para estimar los pronósticos fuera de muestra. Datos trimestrales.

Fuente: Elaboración propia.

De ese modo, aunque la estimación puntual se sitúa por debajo de 4 por ciento, otros escenarios sugieren que la inflación podría ubicarse hasta en 5 o 6 por ciento. Si bien estas tasas son más altas que las actuales, indican que los modelos están internalizando la naturaleza de la inflación de converger a su media incondicional, la que podría reducirse (según las estimaciones), dado que se asume que el deslizamiento cambiario se mantendrá en cero por ciento en todo el periodo pronosticado, y el traspaso del deslizamiento a la inflación ha sido importante en años anteriores, por lo que la inflación

también podría tender a bajar en el futuro (bajo esas condiciones).

5. Conclusiones

Los pronósticos precisos de inflación, junto con las expectativas inflacionarias, son un complemento importante para el éxito del uso de instrumentos de política monetaria, los cuales buscan apuntar al cumplimiento de su objetivo principal de los Bancos Centrales: la estabilidad de precios. Así, el objetivo del estudio ha sido desarrollar un esquema sencillo y preciso de pronósticos de inflación a corto y mediano plazo, contrastando el poder predictivo de distintos métodos.

En el estudio se siguen tres enfoques principales. El primero genera pronósticos de la inflación a partir de datos desagregados de los 298 productos del IPC. El segundo enfoque incluye modelos de *machine learning* y redes neuronales, los cuales también han demostrado que tienen un poder predictivo importante cuando se contrastan con métodos tradicionales. Mientras que el tercer enfoque sigue un principio contrafactual de estimación de la inflación, e internaliza las expectativas de inflación externa. En todos los casos se usa la estrategia de combinación de pronósticos individuales, con el fin de generar ganancias de precisión.

El estimar diversos modelos permite hacer un contraste del poder predictivo de cada enfoque, considerando el error de pronóstico y otras métricas de precisión, como criterio principal de selección del enfoque más adecuado. Con ello, se demuestra que los modelos del enfoque MIPP, calibrados con estructuras óptimas de rezagos, ofrecen pronósticos precisos a (muy) corto plazo. En tanto, los métodos de redes neuronales y *machine learning* generan resultados acertados para los pronósticos dentro y fuera de muestra, considerando la correcta parametrización de los mismos y en un contexto multi-variado, donde se ‘informa’ al modelo con variables externas. Así, las regresiones LASSO y *Ridge*, y la red LSTM presentan un poder predictivo alto y similar dentro y fuera de muestra, superando a la mayoría de modelos univariados del enfoque MIPP.

Por otro lado, se demuestra que cuando se sigue el ‘enfoque contrafactual’ que internaliza las expectativas inflacionarias externas, se logran los mejores resultados en cuanto a precisión de los pronósticos generados a corto y mediano plazo. Lo importante de este enfoque (además de su precisión) es la simpleza comparada con otros métodos más avanzados que ofrecen

resultados relativamente más modestos en cuanto a precisión. Además, este método permite modelar de mejor manera los eventos atípicos de inflación en Nicaragua, los cuales a menudo son ocasionados por externalidades globales, como periodos de crisis o desalineamientos entre la oferta y demanda de insumos esenciales en los procesos productivos.

Si bien el ‘enfoque contrafactual’ ofrece buenos resultados al internalizar las expectativas de inflación externas, en futuros estudios se pueden también considerar las expectativas inflacionarias domésticas. A pesar de que en el país no se cuenta con esta información, la evidencia empírica demuestra que las encuestas a especialistas ofrecen aproximaciones razonables de las expectativas generales de los agentes, lo cual *per se* incluso puede superar el poder predictivo de modelos tradicionales (o avanzados), como demuestran diversos estudios en la literatura. Esto puede ser clave para complementar el instrumental utilizado en la toma de decisiones de política en el futuro.

Referencias

- Abadie, A. & Gardeazabal, J. (2003), 'The economic costs of conflict: A case study of the basque country', *American Economic Review* **93**(1), 113–132.
- Adebiyi, M., Adenuga, A., Olusegun, T. & Mbutor, O. (2022), 'Big Data and Inflation Forecasting in Nigeria: a text mining application.', *Economic and Financial Review* **60**(1), 1–23.
- Akaike, H. (1974), 'A new look at the statistical model identification', *IEEE Transactions on Automatic Control* **19**(6), 716–723.
- Aliaj, T., Ciganovic, M. & Tancioni, M. (2023), 'Nowcasting inflation with lasso-regularized vector autoregressions and mixed frequency data', *Journal of Forecasting* **42**(3), 464–480.
- Almosova, A. & Andresen, N. (2023), 'Nonlinear inflation forecasting with recurrent neural networks', *Journal of Forecasting* **42**(2), 240–259.
- Altug, S. & Çakmaklı, C. (2016), 'Forecasting inflation using survey expectations and target inflation: Evidence for Brazil and Turkey', *International Journal of Forecasting* **32**(1), 138–153.
- Ang, A., Bekaert, G. & Wei, M. (2007), 'Do macro variables, asset markets, or surveys forecast inflation better?', *Journal of Monetary Economics* **54**(4), 1163–1212.
- Aparicio, D. & Bertolotto, M. I. (2020), 'Forecasting inflation with online prices', *International Journal of Forecasting* **36**(2), 232–247.
- Araujo, G. S. & Gaglianone, W. P. (2023), 'Machine learning methods for inflation forecasting in Brazil: New contenders versus classical models', *Latin American Journal of Central Banking* **4**(2), 100087.
- Banco Central de Nicaragua (2024), Informe anual 2023, Managua, Banco Central de Nicaragua.
- Bjørnland, H. C., Gerdrup, K., Jore, A. S., Smith, C. & Thorsrud, L. A. (2012), 'Does forecast combination improve Norges Bank inflation forecasts?', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **74**(2), 163–179.
- Bolivar, O. (2025), 'High-frequency inflation forecasting: A two-step machine learning methodology', *Latin American Journal of Central Banking* p. 100172.

- Botha, B., Burger, R., Kotzé, K., Rankin, N. & Steenkamp, D. (2023), 'Big data forecasting of South African inflation', *Empirical Economics* **65**(1), 149–188.
- Breitung, J. & Roling, C. (2015), 'Forecasting inflation rates using daily data: A nonparametric midas approach', *Journal of Forecasting* **34**(7), 588–603.
- Castillo, C. E. & Ortiz, E. (2018), 'Evaluación de combinaciones de inflación en Nicaragua (NICA): Un método eficiente para combinar pronósticos', *Revista de Economía y Finanzas* **5**(1), 1–34.
- Chen, Y.-c., Turnovsky, S. J. & Zivot, E. (2014), 'Forecasting inflation using commodity price aggregates', *Journal of Econometrics* **183**(1), 117–134.
- Choudhary, M. A. & Haider, A. (2012), 'Neural network models for inflation forecasting: an appraisal', *Applied Economics* **44**(20), 2631–2635.
- Cleveland, R. B., Cleveland, W. S., McRae, J. E., Terpenning, I. et al. (1990), 'Stl: A seasonal-trend decomposition', *Journal of Official Statistics* **6**(1), 3–73.
- Croushore, D. (2010), 'An evaluation of inflation forecasts from surveys using real-time data', *The BE Journal of Macroeconomics* **10**(1).
- D'Amato, L., Garegnani, L. & Blanco, E. (2008), Forecasting inflation in Argentina: Individual models or forecast pooling?, Technical report, Working Paper.
- De-Castro, C. H. D. C. & Aiube, F. A. L. (2023), 'Forecasting inflation time series using score-driven dynamic models and combination methods: The case of Brazil', *Journal of Forecasting* **42**(2), 369–401.
- Eklund, J. & Karlsson, S. (2007), 'Forecast combination and model averaging using predictive measures', *Econometric Reviews* **26**(2-4), 329–363.
- Engle, R. F., Granger, C. W. & Kraft, D. (1984), 'Combining competing forecasts of inflation using a bivariate ARCH model', *Journal of Economic Dynamics and Control* **8**(2), 151–165.
- Fang, Y. (2003), 'Forecasting combination and encompassing tests', *International Journal of Forecasting* **19**(1), 87–94.
- Faust, J. & Wright, J. H. (2013), Forecasting inflation, in 'Handbook of Economic Forecasting', Vol. 2, Elsevier, pp. 2–56.

- Forni, M., Hallin, M., Lippi, M. & Reichlin, L. (2003), 'Do financial variables help forecasting inflation and real activity in the euro area?', *Journal of Monetary Economics* **50**(6), 1243–1255.
- Fulton, C. & Hubrich, K. (2021), 'Forecasting US inflation in real time', *Econometrics* **9**(4), 1–20.
- Ghysels, E. & Wright, J. H. (2009), 'Forecasting professional forecasters', *Journal of Business & Economic Statistics* **27**(4), 504–516.
- Groen, J. J., Paap, R. & Ravazzolo, F. (2013), 'Real-time inflation forecasting in a changing world', *Journal of Business & Economic Statistics* **31**(1), 29–44.
- Gupta, R. & Hartley, F. (2013), 'The role of asset prices in forecasting inflation and output in South Africa', *Journal of Emerging Market Finance* **12**(3), 239–291.
- Ha, J., Kose, M. A., Ohnsorge, F. & Yilmazkuday, H. (2024), 'What explains global inflation', *IMF Economic Review* pp. 1–34.
- Hmadouch, Y. A. (2025), 'Domestic and external drivers of inflation in oil importing developing countries', *International Journal of Energy Economics and Policy* **15**.
- Hochreiter, S. & Schmidhuber, J. (1997), 'Long short-term memory', *Neural Computation* **9**(8), 1735–1780.
- Hoerl, A. E. & Kennard, R. W. (1970), 'Ridge regression: Biased estimation for nonorthogonal problems', *Technometrics* **12**(1), 55–67.
- Hubrich, K. & Skudelny, F. (2017), 'Forecast combination for euro area inflation: a cure in times of crisis?', *Journal of Forecasting* **36**(5), 515–540.
- Kascha, C. & Ravazzolo, F. (2010), 'Combining inflation density forecasts', *Journal of Forecasting* **29**(1-2), 231–250.
- Kelikume, I. & Salami, A. (2014), 'Time series modeling and forecasting inflation: evidence from Nigeria', *The International Journal of Business and Finance Research* **8**(2), 41–51.
- Kinlaw, W., Kritzman, M., Metcalfe, M. & Turkington, D. (2023), 'The determinants of inflation', *Journal of Investment Management* **21**(3), 29–41.

- Koop, G. & Korobilis, D. (2012), ‘Forecasting inflation using dynamic model averaging’, *International Economic Review* **53**(3), 867–886.
- Lim, Y. C. & Sek, S. K. (2015), ‘An examination on the determinants of inflation’, *Journal of Economics, Business and Management* **3**(7), 678–682.
- Liu, Y., Pan, R. & Xu, R. (2024), ‘Mending the crystal ball: Enhanced inflation forecasts with machine learning’, *IMF Working Paper No.206*.
- McAdam, P. & McNelis, P. (2005), ‘Forecasting inflation with thick models and neural networks’, *Economic Modelling* **22**(5), 848–867.
- Medeiros, M. C., Vasconcelos, G. F., Veiga, Á. & Zilberman, E. (2021), ‘Forecasting inflation in a data-rich environment: the benefits of machine learning methods’, *Journal of Business & Economic Statistics* **39**(1), 98–119.
- Menculini, L., Marini, A., Proietti, M., Garinei, A., Bozza, A., Moretti, C. & Marconi, M. (2021), ‘Comparing prophet and deep learning to ARIMA in forecasting wholesale food prices’, *Forecasting* **3**(3), 644–662.
- Moshiri, S., Cameron, N. E. & Scuse, D. (1999), ‘Static, dynamic, and hybrid neural networks in forecasting inflation’, *Computational Economics* **14**(3), 219–235.
- Naghi, A. A., O’Neill, E. & Danielova Zaharieva, M. (2024), ‘The benefits of forecasting inflation with machine learning: New evidence’, *Journal of Applied Econometrics* **39**(7), 1321–1331.
- Nason, G. P. & Palasciano, H. A. (2025), ‘Forecasting UK consumer price inflation with RaGNAR: Random generalised network autoregressive processes’, *International Journal of Forecasting*.
- Newbold, P. & Harvey, D. I. (2002), ‘Forecast combination and encompassing’, *A Companion to Economic Forecasting* **1**, 620.
- Nguyen, A. D., Dridi, J., Unsal, F. D. & Williams, O. H. (2017), ‘On the drivers of inflation in Sub-Saharan Africa’, *International Economics* **151**, 71–84.
- Öğünç, F., Akdoğan, K., Başer, S., Chadwick, M. G., Ertuğ, D., Hülagü, T., Kösem, S., Özmen, M. U. & Tekatlı, N. (2013), ‘Short-term inflation forecasting models for Turkey and a forecast combination analysis’, *Economic Modelling* **33**, 312–325.

- Oinonen, S. & Paloviita, M. (2017), 'How informative are aggregated inflation expectations? Evidence from the ECB Survey of Professional Forecasters', *Journal of Business Cycle Research* **13**(2), 139–163.
- Oyewale, A. M., Kasali, A. O., Phazamile, K., Abiodun, M. V. & Adeyinka, A. (2019), 'Forecasting inflation rates using artificial neural networks', *International Journal of Statistics and Applications* **9**(6), 201–207.
- Özgür, Ö. & Akkoç, U. (2022), 'Inflation forecasting in an emerging economy: selecting variables with machine learning algorithms', *International Journal of Emerging Markets* **17**(8), 1889–1908.
- Paranhos, L. (2025), 'Predicting inflation with recurrent neural networks', *International Journal of Forecasting* (Forthcoming).
- Peirano, R., Kristjanpoller, W. & Minutolo, M. C. (2021), 'Forecasting inflation in Latin American countries using a SARIMA–LSTM combination', *Soft Computing* **25**(16), 10851–10862.
- Rodríguez-Vargas, A. (2020), 'Forecasting Costa Rican inflation with machine learning methods', *Latin American Journal of Central Banking* **1**(1-4), 100012.
- Šestanović, T. & Arnerić, J. (2021), 'Can recurrent neural networks predict inflation in euro zone as good as professional forecasters?', *Mathematics* **9**(19), 2486.
- Stock, J. H. & Watson, M. W. (1999), 'Forecasting inflation', *Journal of Monetary Economics* **44**(2), 293–335.
- Stock, J. H. & Watson, M. W. (2003), 'Forecasting output and inflation: The role of asset prices', *Journal of Economic Literature* **41**(3), 788–829.
- Stock, J. H. & Watson, M. W. (2006), 'Forecasting with many predictors', *Handbook of Economic Forecasting* **1**, 515–554.
- Stoneman, D. & Duca, J. V. (2024), 'Using deep (machine) learning to forecast us inflation in the covid-19 era', *Journal of Forecasting* **43**(4), 894–902.
- Taylor, S. J. & Letham, B. (2018), 'Forecasting at scale', *The American Statistician* **72**(1), 37–45.

- Theoharidis, A. F., Guillén, D. A. & Lopes, H. (2023), ‘Deep learning models for inflation forecasting’, *Applied Stochastic Models in Business and Industry* **39**(3), 447–470.
- Thomas, L. B. & Grant, A. P. (2000), ‘Forecasting inflation—surveys versus other forecasts’, *Business Economics* **35**(3), 9–9.
- Tibshirani, R. (1996), ‘Regression shrinkage and selection via the lasso’, *Journal of the Royal Statistical Society Series B: Statistical Methodology* **58**(1), 267–288.
- Timmermann, A. (2006), ‘Forecast combinations’, *Handbook of Economic Forecasting* **1**, 135–196.
- Ülke, V., Sahin, A. & Subasi, A. (2018), ‘A comparison of time series and machine learning models for inflation forecasting: empirical evidence from the USA’, *Neural Computing and Applications* **30**(5), 1519–1527.
- Wright, J. H. (2009), ‘Forecasting US inflation by Bayesian model averaging’, *Journal of Forecasting* **28**(2), 131–144.

A. Anexo

TABLA A1: Calibración de Hiper-parámetros de Modelos

Método	Muestra	Variables	Parámetro	Valor
LASSO	2000-2025	Inflación Nicaragua	Rezago inflación	12
		Inflación EE.UU	Set entrenamiento(%)	80
		Precio WTI	Set de prueba (%)	20
		Precio de alimentos	Cross-validation	5
		Deslizamiento	Random_state	42
Ridge	2000-2025	Inflación Nicaragua	Rezago inflación	12
		Inflación EE.UU	Set entrenamiento(%)	80
		Precio WTI	Set de prueba (%)	20
		Precio de alimentos	Alpha	1
		Deslizamiento	Convergencia	0.001
Red LSTM	2000-2025	Inflación Nicaragua	Rezago inflación	12
		Inflación EE.UU	Set entrenamiento(%)	80
		Precio WTI	Set de validación (%)	20
		Precio de alimentos	Neuronas	100
		Deslizamiento	Recorrido entrenamiento	50
Prophet	2000-2025		Batch actualizar pesos	5
		Inflación Nicaragua	Rezago inflación	12
		Inflación EE.UU	Estacionalidad mensual	30.5
		Precio WTI	Orden Fourier	5
		Precio de alimentos	Change-point	10
		Deslizamiento	Prior de estacionalidad	0.5

Nota:–Incluye información hasta julio de 2025. WTI: West Texas Intermediate. EE.UU: Estados Unidos.

Fuente: Elaboración propia.

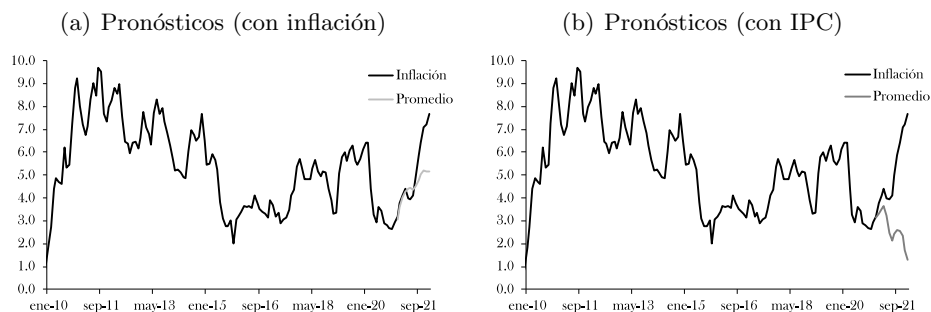
TABLA A2: Evaluación de Pronósticos de Inflación

Enfoque	Modelo	Frecuencia	Explicativas	Evaluación	Periodo	RMSE		
2-7	AR	Mensual	Univariado	Fuera de muestra	21M1-22M1	1.04		
	MA					1.46		
	ARMA					0.69		
	ARIMA					1.46		
	SARIMA					1.33		
MIPP								
2-7	AR	Mensual	Univariado	Fuera de muestra	21M1-22M1	4.44		
	MA					26.4		
	ARMA					4.25		
	ARIMA					2.14		
	SARIMA					2.03		
<i>Pronóstico sobre: Tasa de inflación</i>								
2-7	Lasso	Mensual	Inflación EE.UU. Precio del petróleo. Precio de alimentos. Deslizamiento.	Dentro de muestra	02M1-21M1	0.61		
	Ridge					0.62		
	LSTM					1.02		
	Prophet					1.24		
ML y RN	Lasso	Mensual	Inflación EE.UU. Precio del petróleo. Precio de alimentos. Deslizamiento.	Fuera de muestra	21M1-22M1	0.98		
	Ridge					0.98		
	LSTM					1.51		
	Prophet					2.54		
<i>Pronóstico sobre: Tasa de inflación</i>								
2-7	Socios com. Correlación	Trimestral	Inflación externa	Fuera de muestra	21T4-24T3	1.16		
						2.27		
Contrafactual	Sin tendencia	Trimestral	CP inflación externa	Dentro de muestra	00T1-21T3	1.36		
	Con tendencia					0.62		
	Sin tendencia					Fuera de muestra	21T4-24T3	2.27
	Con tendencia							0.32

Nota:–IPC: índice de precios al consumidor. MIPP: modelos de inflación por productos. ML: *machine learning*. RN: redes neuronales. M: mes. T: trimestre. Los sub-periodos en los cuales se estima el RMSE no necesariamente coinciden con los determinados por los modelos de ML, dado que en ese caso se considera el 80 por ciento de datos como muestra de entrenamiento y el restante como muestra de prueba (como detalla la Tabla A1), y se pretende hacer consistentes los sub-periodos entre distintos enfoques, ya que los datos del enfoque MIPP se extienden hasta enero de 2022.

Fuente: Elaboración propia.

FIGURA A1: Pronósticos Fuera de Muestra con Enfoque MIPP



Nota:—El eje vertical representa porcentaje y el eje horizontal refleja periodos. En el panel (a) se usa y pronostica la tasa de inflación de cada producto i , mientras que en el panel (b) se utiliza el índice en niveles, sin ninguna transformación. Se usan datos mensuales de los 298 productos que componen el IPC general.

Fuente: Elaboración propia.

Identificación de *Booms* crediticios en Nicaragua (2002 – 2025): análisis econométrico multimétodo

Antonio Brenes Narvaez & Marcos Tinoco Palacios^{*}
Resumen

Este documento identifica episodios de expansión del crédito en Nicaragua en el periodo 2002-2025 mediante tres estrategias complementarias. Primero, se emplean filtros estadísticos aplicados a la razón crédito sobre PIB, específicamente Hodrick-Prescott en sus versiones unilateral y bilateral y el filtro de Hamilton, para estimar brechas e identificar *booms* bajo el criterio de Mendoza-Terrones. Segundo, se estima un modelo semiestructural que separa tendencia y ciclo del crédito a partir de su relación con otras variables macroeconómicas, utilizando el mismo umbral de clasificación. Tercero, se ajusta un modelo Markov switching con tres regímenes (contracción, crecimiento “óptimo” y *boom*) que asigna probabilidades a cada fase. Los resultados apuntan a la existencia de *dos* episodios relevantes de auge crediticio en el período de análisis. El primero tuvo lugar entre finales de 2005 y mediados de 2008, asociado a la fase de expansión posterior a las reformas financieras de inicios de los 2000. El segundo, se observó entre finales de 2015 y mediados de 2018, vinculado al periodo de estabilidad macroeconómica de ese periodo. A nivel sectorial, estos auges fueron liderados por el crédito comercial y personal, mientras que el crédito industrial mostró un aumento más tardío y de menor magnitud. Según la descomposición histórica del modelo semiestructural, en ambos episodios la brecha positiva del crédito respondió principalmente a mayor demanda interna y menores primas de riesgo, con los factores externos actuando como amplificadores.

Palabras Clave: Nicaragua, ciclo del crédito, *booms* crediticios.

Códigos JEL: C32, E32, E44, E51, G21.

^{*}Los autores pertenecen a la Gerencia de Análisis Financiero del Banco Central de Nicaragua. Para comentarios comunicarse a los correos: abn@bcn.gob.ni y mtinoco@bcn.gob.ni. El contenido de este documento es de exclusiva responsabilidad de su(s) autor(es) y no necesariamente representa la posición oficial del Banco Central de Nicaragua.

1. Introducción

La disponibilidad y uso del crédito promueve el crecimiento económico y el desarrollo de un país al facilitar el acceso a recursos financieros que impulsan el consumo, la inversión y la innovación. No obstante, es importante que el crédito crezca a un ritmo moderado a fin de evitar riesgos a la estabilidad financiera, ya que cuando el crédito crece más rápido que la capacidad de generar ingresos, se incrementa el riesgo de no poder pagar los préstamos. En este sentido, la crisis financiera mundial de 2008 dejó como lección la importancia de que los entes reguladores den seguimiento al riesgo derivado de un crecimiento excesivo del crédito. Esta situación se conoce en la literatura económica como *booms* o auges de crédito, los cuales se definen generalmente como períodos de expansiones inusualmente agudas y por encima de la tendencia en el crédito real. Más específicamente, una expansión crediticia se identifica como un auge si excede algún múltiplo de la desviación estándar de las fluctuaciones crediticias de un país dado alrededor de la tendencia (Terrones 2004, Mendoza & Terrones 2008).

La experiencia refleja que en la mayoría de casos las expansiones de crédito no son perjudiciales para la economía, ya que como señala Mendoza & Terrones (2008) las rápidas expansiones crediticias suelen estar asociadas con la profundización financiera, condiciones favorables de financiamiento externo o repuntes cíclicos. Sin embargo, también suelen generar preocupación debido al papel de las expansiones crediticias excesivas en algunas crisis financieras. Así se menciona, que si bien, históricamente solo una minoría de auges de crédito ha culminado en crisis financieras, las consiguientes distorsiones en los balances de las instituciones financieras pueden ser muy costosas para la economía (Decressin & Terrones 2011). Un problema que enfrentan los entes reguladores es que abordar los auges crediticios es una tarea compleja debido a la dificultad de distinguir entre episodios de rápido crecimiento crediticio y expansiones crediticias a gran escala.

Particularmente, al analizar la evolución del crédito en Nicaragua desde inicios de los años 2000, se puede observar que el crecimiento interanual ha mostrado un comportamiento tendencial positivo en diferentes períodos. Así, entre enero 2003 y abril 2009 el crédito registró 76 meses de tasas de crecimiento positivas consecutivas (promedio de crecimiento del 27 %), de los cuales 72 meses consecutivos correspondieron a tasas de 2 dígitos. Por su parte, entre 2012 e inicios de 2018 se registraron 93 meses consecutivos

de crecimiento positivo (promedio de crecimiento del 19.3 %), de los cuales en 82 meses se registraron tasas de crecimiento de 2 dígitos. Finalmente, entre enero de 2022 a mayo de 2025 se cuenta con 41 meses de crecimiento positivo consecutivos (promedio de crecimiento del 15.7 %), y de los cuales los últimos 37 meses consecutivos han correspondido a tasas de 2 dígitos.

Respecto a la literatura para Nicaragua sobre la identificación de *booms* crediticios, Urbina (2015) realiza un análisis de la evolución del crédito en Nicaragua enfocado en la detección de *boom* crediticio para el periodo 1995–2014, aplicando dos enfoques para modelar el comportamiento del crédito e identificar potenciales *booms* crediticios: el filtro de Hodrick & Prescott (1997) y el procedimiento *Bayesian Model Averaging* (BMA). Los resultados indican que, durante el periodo en estudio no ha habido *boom* de crédito.

Por su parte, en este estudio se analiza la existencia de *booms* de crédito para Nicaragua en el periodo 2002–2025, para lo cual se aplican tres métodos complementarios para identificar *booms* de crédito en Nicaragua para el periodo 2002–2025. Primero, se usan filtros univariados—Hodrick Prescott (HP, de ahora en adelante) en versiones unilateral y bilateral, y el filtro de Hamilton—para aislar la brecha de la razón crédito sobre el Producto Interno Bruto (PIB) y aplicar el criterio de Mendoza–Terrones Mendoza & Terrones (2008). Segundo, se estima un modelo semiestructural para Nicaragua que calcula la tendencia y la brecha del crédito a través de sus relaciones con variables como el PIB, tasa de interés real, entre otros, con el calculado multivariado de esta brecha de aplica el mismo criterio anterior. Tercero, se contrasta con un Modelo *Markov-Switching*, que clasifica los trimestres en contracción, crecimiento “óptimo” o en *boom* según probabilidades Markovianas.

La evidencia proveniente de los distintos métodos señala la presencia de dos episodios relevantes de expansión acelerada, en los periodos 2005–2008 y 2015–2018. Para este último, la mayoría de enfoques coinciden en identificar un auge entre finales de 2015 e inicios de 2018. A nivel sectorial, dicho repunte se concentra principalmente en los créditos comercial y personal, mientras que el crédito industrial muestra un incremento más tardío y de menor duración. El modelo Markov-Switching encuentra una tasa de crecimiento del crédito real promedio cercana al 10 % en el régimen asociado a expansiones sostenidas.

La descomposición histórica del ciclo del crédito indica que, en ambos episodios, las expansiones se apoyan en el dinamismo de la actividad interna y en condiciones financieras favorables, mientras que los factores externos actúan como amplificadores. En algunos métodos, el momento exacto en que se señala el cierre del auge puede diferir, especialmente cuando la serie enfrenta ajustes abruptos como los observados en 2018 o durante la crisis financiera internacional de 2008-2009. En estas situaciones, el indicador puede permanecer elevado por algunos trimestres debido al crecimiento acumulado en la fase previa, sin que ello implique una expansión adicional en esos períodos.

Estos resultados reflejan la marcada prociclicidad del crédito en Nicaragua ya que, crece por encima de su tendencia en fases de bonanza y se contrae con igual rapidez cuando la actividad cae. Los hallazgos refuerzan la recomendación del Banco de Pagos Internacionales (BIS) de usar la brecha de crédito como señal temprana para activar herramientas contracíclicas y prevenir que futuros *booms* se traduzcan en una vulnerabilidad financiera.

El documento está organizado de la siguiente manera: en la sección 2 se presenta la revisión de literatura. La sección 3 exhibe los aspectos metodológicos del estudio. Por su parte, en la sección 4 se describen los resultados y finalmente en la sección 5 se muestran las conclusiones.

2. Revisión de literatura

De acuerdo con [Elekdag & Wu \(2011\)](#), el crédito puede crecer rápidamente por al menos tres razones: (i) la profundización financiera (que, según [Levine \(2005\)](#), respalda el crecimiento), (ii) las fluctuaciones cíclicas normales (la demanda y la disponibilidad de crédito tienden a aumentar durante las recuperaciones) y (iii) las fluctuaciones cíclicas excesivas (“auges crediticios”). Los episodios de rápido crecimiento del crédito, especialmente los auges crediticios, suelen estar asociados a desequilibrios financieros crecientes y tienden a terminar abruptamente, a menudo en forma de crisis financieras.

Por lo tanto, el rápido crecimiento del crédito es por lo general un motivo de preocupación de las autoridades económicas, ya que se puede convertir en un *boom* o auge crediticio. La definición de un *boom* de crédito más ampliamente utilizada es aquella en la cual se crece por encima de la tendencia en el crédito real. Más específicamente, una expansión crediticia se identifica como un auge si excede algún múltiplo de la desviación estándar de las fluctuaciones crediticias de un país dado alrededor de la tendencia ([Terrones 2004](#), [Mendoza & Terrones 2008](#)). Alternativamente, los auges crediticios pueden definirse como episodios donde la relación crédito-PIB se desvía de su tendencia continua, que utiliza información hasta que se identifica el auge, por un factor dado por [Gourinchas et al. \(2001\)](#).

La literatura indica que son diversas las posibles causas de los *booms* de créditos, señalándose tanto factores externos como internos. Así, [Calderón & Kubota \(2012\)](#), utilizando una muestra de 70 economías desarrolladas y de mercados emergentes, concluyen que los aumentos repentinos de las entradas brutas de capital (en particular, otras entradas de inversión) son fuertes predictores empíricos de los auges crediticios. Así mismo, [Dell’Ariccia et al. \(2012\)](#) resalta que los auges crediticios suelen desencadenarse por reformas financieras, aumentos repentinos de entradas de capital asociados a la liberalización de la cuenta de capital y períodos de fuerte crecimiento económico.

Por su parte, [Arena et al. \(2015\)](#) menciona que los factores internos son importantes: los auges crediticios ocurren en países con regímenes cambiarios fijos, políticas monetarias y fiscales expansivas y una supervisión bancaria deficiente. [Elekdag & Wu \(2011\)](#) analizaron 99 auges crediticios, 60 de los cuales se originaron en economías emergentes, encontrando que las políticas

macroeconómicas laxas parecen haber contribuido a la acumulación de auges crediticios. Finalmente, [Gourinchas et al. \(2001\)](#) concluyen que los auges crediticios se asocian con un auge de la inversión interna, un aumento de las tasas de interés internas, un deterioro de la cuenta corriente, una apreciación real, una disminución de las reservas y el crecimiento del producto.

El crecimiento excesivo del crédito suele considerarse como un indicador de problemas futuros en el sector financiero. [Seidler & Gersl \(2012\)](#) mencionan que, en una fase de crecimiento económico, las entidades crediticias pueden tener expectativas excesivamente optimistas sobre la capacidad futura de los prestatarios para reembolsar sus deudas y, por lo tanto, con frecuencia otorgan préstamos a prestatarios de alto riesgo. En consecuencia, la mayor parte de los préstamos potencialmente incobrables surgen durante las fases ascendentes del ciclo crediticio. Este comportamiento es coherente con los estudios existentes en el campo de las señales de alerta temprana, según los cuales el crecimiento excesivo del crédito puede considerarse uno de los indicadores más fiables de futuros problemas en el sector bancario ([Borio & Lowe 2002](#), [Borio & Drehmann 2009](#), [Jiménez & Saurina 2006](#), [Saurina et al. 2008](#)).

Así, el crecimiento del crédito puede ser un potente predictor de crisis financieras ([Borio & Lowe 2002](#), [Mendoza & Terrones 2008](#), [Schularick & Taylor 2012](#), [Mitra et al. 2011](#)). Por su parte, [Dell’Ariccia et al. \(2012\)](#) concluyen que los auges asociados a crisis bancarias (o crecimiento inferior a la tendencia) tienden a ser más prolongados y duraderos, y que los auges que comienzan con un mayor nivel de profundidad financiera tienen mayor probabilidad de terminar mal. Otros estudios concluyen que los auges más prolongados y aquellos que coinciden con una mayor inflación y, en menor medida, con un bajo crecimiento económico, tienen mayor probabilidad de terminar en crisis.

No obstante, los *booms* crediticios no siempre terminan en crisis bancarias. [Barajas et al. \(2009\)](#) examina la relación entre los auges crediticios y las crisis bancarias y concluye que, contrariamente a la creencia generalizada, solo una minoría de los auges crediticios terminan en algún tipo de dificultad financiera. Así mismo, señala en su estudio que los auges más grandes y prolongados, así como aquellos asociados con altas tasas de inflación y, en menor medida, con un bajo crecimiento económico, tienen mayor probabilidad de desembocar en una crisis.

Gorton & Ordoñez (2016) señala que las crisis financieras suelen ir precedidas de un auge crediticio, pero no todos los auges crediticios terminan en crisis financieras. El inicio de un auge suele ir precedido de un estallido de innovación, pero este impacto positivo en la productividad se desvanece más rápidamente durante los auges que terminan en crisis. Las semillas de una crisis pueden sembrarse mucho antes de la crisis, por lo que no todas las crisis son resultado de *shocks* negativos contemporáneos. Mendoza & Terrones (2012) concluyen que, durante los auges crediticios, las variables macroeconómicas muestran un claro patrón cíclico de expansión económica en la fase ascendente, seguida de una pronunciada contracción en la fase descendente, tanto para las economías avanzadas como para las emergentes.

Otro elemento a destacar de los *booms* de créditos es que estos muestran diferencias en dependencia de si es una economía desarrollada o emergente o entre aquellos que llegan a generar crisis financieras. En este sentido, Arena et al. (2015) utiliza una base de datos de crédito bancario de 135 países en desarrollo durante el período 1960–2011 y encuentra que, si bien la duración y la magnitud de los auges crediticios son similares entre los grupos de países, la dinámica macroeconómica difiere ligeramente en los países de bajos ingresos. Además, los auges crediticios asociados a las crisis bancarias presentan dinámicas macroeconómicas distintivas, a la vez que reflejan una posible desviación significativa del crédito respecto de los fundamentos del país.

Así mismo, hay que señalar que la literatura indica diferencias en los *booms* de crédito según el sector de la economía que esté registrando el crecimiento. En este sentido, Müller & Verner (2023) estudian la relación entre las expansiones crediticias, las fluctuaciones macroeconómicas y las crisis financieras utilizando una base de datos sobre la distribución sectorial del crédito privado en 117 países desde 1940. Se documenta que, durante los auges crediticios, este fluye desproporcionadamente hacia el sector no transable. Las expansiones crediticias hacia este sector, a su vez, predicen sistemáticamente posteriores desaceleraciones del crecimiento y crisis financieras. Por el contrario, las expansiones crediticias hacia el sector transable se asocian con un crecimiento sostenido de la producción y la productividad sin un mayor riesgo de crisis financiera. Para comprender estos patrones, se demuestra que las empresas del sector no transable tienden a ser más pequeñas, más dependientes de préstamos con garantía inmobiliaria y

más propensas a incumplir durante las crisis.

Respecto a las metodologías utilizadas para estimar los *booms* de crédito, un método tradicional consiste en aplicar el filtro estadístico Hodrick–Prescott (HP), que obtiene la tendencia de una serie temporal. Al comparar la ratio crédito/PIB real con su tendencia a largo plazo obtenida mediante el filtro HP, se puede estimar si el nivel de crédito es excesivo (véase a: [Borio & Lowe 2002](#), [Borio & Drehmann 2009](#)). Un método alternativo consiste en estimar el nivel de crédito privado en equilibrio en relación con variables económicas clave (como el nivel de desarrollo de la economía, medido en términos del PIB real per cápita). [Gourinchas et al. \(2001\)](#) introdujeron métodos de umbral en el análisis de los auges crediticios, seguidos por varios estudios recientes, entre ellos [Cottarelli et al. \(2003\)](#), [Fund \(2004\)](#), [Hilbers et al. \(2005\)](#), [Ottens et al. \(2005\)](#).

[Mendoza & Terrones \(2008\)](#) utiliza el crédito real per cápita en lugar de la relación crédito-producto como medida del crédito; construyen la tendencia del crédito utilizando el filtro Hodrick–Prescott (HP) en su forma estándar y utilizan umbrales que dependen de la variabilidad cíclica del crédito de cada país. [Arena et al. \(2012\)](#) utiliza regresiones probit de panel de los factores que impulsan los episodios de auge crediticio durante el período 1970–2011, indicando que la incidencia de los auges crediticios se asocia positivamente con las entradas de capital y las condiciones favorables de liquidez internacional.

[Barajas et al. \(2005\)](#) aplica un modelo logit en el que interactúan diversas variables comúnmente utilizadas en la literatura empírica sobre crisis bancarias con las diversas medidas de auges crediticios. [Seidler & Gersl \(2012\)](#) utiliza el Modelo de Corrección de Errores (ECM, por sus siglas en inglés), que estima no solo la relación a largo plazo entre las variables cointegradas, sino también las posibles desviaciones a corto plazo de esta relación a largo plazo. [Lahura et al. \(2013\)](#) estima la ecuación de crédito a partir de su representación estado-espacio a través del filtro de Kalman. La metodología propuesta consiste en modelar las desviaciones del crédito respecto de su tendencia en función de: (i) variables económicas fundamentales y (ii) una variable (de estado) no observable, la cual mide el componente de las desviaciones del crédito que no está asociado a sus fundamentos.

Por su parte, [Utari et al. \(2012\)](#) utiliza el enfoque de equilibrio de la oferta y la demanda de crédito, utilizando variables fundamentales, que se estima mediante el Modelo de Corrección de Errores del Vector Markov Switching (MSVECM). Este modelo contiene varias estructuras (ecuaciones) que describen las características de los datos de series temporales en diferentes regímenes. Al realizar la conmutación entre las estructuras, se espera que el modelo capture una dinámica más compleja.

Finalmente, [Baba et al. \(2020\)](#) utiliza un modelo semiestructural basado en los trabajos de [Benes et al. \(2010\)](#), [Andrle et al. \(2014\)](#), [Maria \(2016\)](#), en los cuales se utilizan modelos semiestructurales prospectivos para estimar el componente cíclico del crédito (es decir, la brecha crediticia) e incluyen ecuaciones para el producto (curva IS), la inflación (curva de Phillips), los tipos de interés oficiales (regla de Taylor), los tipos de interés reales (ecuación de Fisher) y el tipo de cambio real, lo que permite una mejor identificación de tendencias y ciclos que el filtrado univariante.

3. Aspectos metodológicos

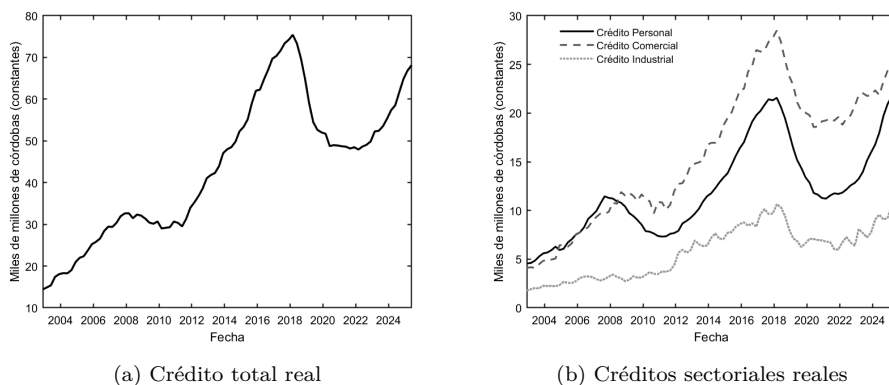
Esta sección comienza con un recorrido por la evolución del crédito en Nicaragua —tanto agregado como sectorial— y su relación con el PIB. A continuación expone la construcción de las series y, sobre esa base, aplica dos enfoques para fechar los episodios de auge: el primero combina filtros estadísticos y un modelo semiestructural con el umbral de Mendoza y Terrones; el segundo emplea un esquema Markov-Switching que detecta los *booms* de forma endógena. Por último, se presentan las pruebas de robustez y la descomposición histórica de la brecha para identificar los factores que impulsan cada episodio.

3.1. Hechos estilizados

Durante las últimas tres décadas el crédito bancario en Nicaragua ha atravesado tres grandes fases. Como consecuencia de las reformas económicas implementadas a inicios de los años 2000 el crédito muestra una expansión en el periodo (2003-2008) la cual fue afectada por la crisis financiera internacional que provocó una breve desaceleración, pero entre 2011 y 2017 el saldo agregado volvió a crecer a un ritmo promedio de 14 % anual en términos reales. Ese dinamismo se frenó abruptamente con los eventos sociopolíticos de 2018 y la posterior pandemia, cuando el crédito cayó más de 10 % anual entre 2018-2020 debido al retiro de depósitos y al esfuerzo de los bancos por sanear sus carteras. Desde 2021 se observa una recuperación sostenida: las tasas de 2021-2022 superaron las de 2020, aunque aún no alcanzan los máximos del ciclo anterior.

La contracción de 2018-2020 tuvo un claro detonante de liquidez: los depósitos del público experimentaron una disminución interanual mayor a una cuarta parte en marzo-2019, forzando a los bancos a recortar la cartera de crédito, a vender inversiones y usar líneas de liquidez del Banco Central de Nicaragua para hacer frente a los retiros. Esa presión se tradujo en recortes de crédito más intensos en los segmentos personal e industrial, mientras que el crédito comercial el de mayor peso mostró una disminución relativamente menor, pero aportó la mayor parte del ajuste en términos absolutos. El patrón sectorial también revela heterogeneidad en los auges: el empuje de 2012-2017 estuvo liderado por la cartera comercial, seguida por la personal, mientras que la industrial creció a un ritmo más moderado en todo el periodo.

FIGURA 1: Evolución del crédito real en Nicaragua



Fuente: Elaboración propia con base en datos del BCN y SIBOIF.

Bejarano Chavarría (2023) encuentra que para 2002-2023: los *shocks* de oferta asociados al riesgo de crédito y a tensiones de liquidez explican cerca de 70 % de la volatilidad del crédito, con un impacto más marcado durante las fases contractivas. Así, la prociclicidad del crédito nicaragüense parece estar dominada por la dinámica de los balances bancarios más que por variaciones en la demanda.

De cara al análisis empírico, estos rasgos sugieren que es necesario (i) modelar el crédito total y sus principales segmentos por separado, pues reaccionan con distinta intensidad y desfase; y (ii) considerar la rapidez con que el sistema puede pasar de contracción a expansión, lo cual refuerza la importancia de herramientas macro-prudenciales que suavicen el ciclo financiero.

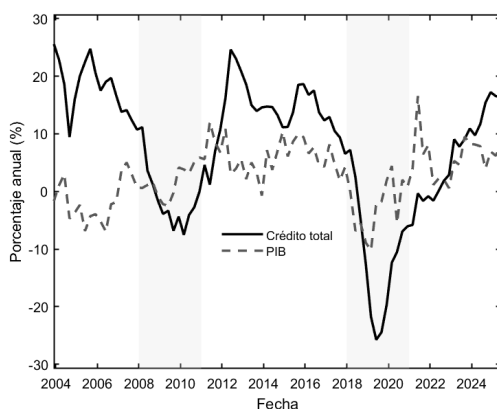
Para la muestra de datos analizada, en promedio las variaciones anuales del crédito total exhiben una amplitud muy superior a la del PIB, lo que señala un carácter procíclico y adelantado. En los años de auge previos a la crisis financiera internacional el crecimiento interanual del crédito real llegó a expandirse más del 20 % interanual, mientras que el crecimiento del PIB real apenas rozaba el terreno positivo. El contraste fue visible durante la crisis financiera internacional (2008-10, franja gris): el crecimiento interanual del crédito pasó rápidamente de dos dígitos a tasas negativas, en tanto que la actividad real se limitó a una leve contracción, reflejando que las tensiones se transmitieron primero por el canal financiero antes de sentirse plenamente

en la economía real.

El patrón se repitió con mayor severidad tras los eventos sociopolíticos de 2018 y la posterior pandemia (segunda franja sombreada). En este caso, la cartera bancaria se redujo, en promedio, más de 10 % anual entre 2018-20, frente a una contracción del PIB bastante menor; la abrupta salida de depósitos y un mayor riesgo afectaron la oferta de fondos y profundizaron la disminución del crédito.

Desde 2021 se observa un repunte sincronizado pero desigual: el crédito recuperó ritmo rápidamente y en 2024 crecía más de un 10 % interanual, mientras que el PIB avanzaba a un solo dígito medio. La brecha refleja la normalización de la liquidez bancaria y el efecto rezagado de la demanda agregada; también sugiere que el crédito sigue liderando las expansiones y, por ende, puede servir como señal temprana en modelos de alerta macro-prudencial.

FIGURA 2: Variación interanual del crédito total real y del PIB real



Fuente: Elaboración propia con base en datos del BCN y SIBOIF.

3.2. Datos y construcción de variables

En el estudio se utilizan series trimestrales, que abarcan el período 2002–2025. La información sobre los saldo del crédito total proviene de la

Superintendencia de Bancos y Otras Instituciones Financieras (SIBOIF), mientras que las demás variables se obtuvieron del Banco Central de Nicaragua (BCN) y del Instituto Nacional de Información de Desarrollo (INIDE). Con la información disponible se construyeron las siguientes variables:

- **Crédito total nominal** (C_t , SIBOIF): saldo agregado del crédito otorgado por bancos activos desde 2002, tomando el valor del último mes del trimestre.
- **Índice de precios al consumidor** (CPI_t , BCN-INIDE): índice trimestral de precios con año base 2006.
- **Producto interno bruto real** (Y_t , BCN): suma móvil desestacionalizada de los últimos cuatro trimestres del PIB trimestral expresado en términos reales.
- **PIB nominal** (PIB_t^{nom} , BCN): suma móvil desestacionalizada de los últimos cuatro trimestres del PIB trimestral en valores corrientes.
- **Población total nicaragüense** (POB_t , INIDE): número total de habitantes al final de cada trimestre.
- **Tasa activa bancaria nominal** (i_t , BCN): tasa promedio ponderada trimestral de interés activa aplicada a créditos en dólares.
- **Variables observables del modelo semiestructural** (Ψ_t , BCN): detalladas en la tabla A3 del Anexo.

A partir de estas series se construyen las siguientes variables derivadas:

$$CR_t = \frac{C_t}{CPI_t}, \quad (1)$$

$$\pi_t^{ann} = 100 \times [\log(CPI_t) - \log(CPI_{t-4})], \quad (2)$$

$$R_t = \frac{C_t}{PIB_t^{nom}} \times 100, \quad (3)$$

$$R_t^{pob} = \frac{C_t}{POB_t} \times 100. \quad (4)$$

Donde:

- CR_t : Crédito total nominal deflactado por el índice de precios al consumidor, expresado en términos reales.
- π_t^{ann} : Inflación anualizada, calculada como la variación porcentual interanual del índice de precios al consumidor.
- R_t : Ratio crédito-PIB, expresado como porcentaje del crédito nominal respecto al PIB nominal trimestral.
- R_t^{pob} : Ratio crédito-población, que mide el crédito nominal por habitante.

3.3. Identificación de *booms* crediticios utilizando criterio M-T

El objetivo es identificar episodios en los cuales el crédito experimenta una expansión significativa, excediendo su crecimiento promedio historico y los fundamentos económicos subyacentes. Para ello, se aplica la metodología propuesta por [Mendoza & Terrones \(2008\)](#) (M-T), utilizando tres filtros univariados (HP unilateral, HP bilateral y Hamilton) con un parámetro de suavizamiento $\lambda = 400\,000$, según lo sugerido en [Basel Committee on Banking Supervision \(2010\)](#). Adicionalmente, se estima un modelo semiestructural para la economía de Nicaragua, el cual incorpora otras variables económicas relevantes, para obtener una medida alternativa del ciclo del crédito real basada en fundamentos macroeconómicos y aplicar posteriormente el mismo criterio de identificación propuesto por Mendoza y Terrones.

3.3.1. Cálculo de la brecha crediticia

Para la serie del ratio crédito/PIB $\{R_t\}_{t=1}^T$:

Filtros univariados:

- **Filtros HP (unilateral y bilateral):**

$$\min_{\{\tilde{R}_t\}} \sum_{t=1}^T (R_t - \tilde{R}_t)^2 + 400\,000 \sum_{t=2}^{T-1} \left[(\tilde{R}_{t+1} - \tilde{R}_t) - (\tilde{R}_t - \tilde{R}_{t-1}) \right]^2$$

La brecha es:

$$Brecha_t^{(f)} = \ln(R_t) - \ln(\tilde{R}_t^{(f)}), \quad f \in \{1 \text{ cola}, 2 \text{ colas}\}$$

- **Filtro de Hamilton** (AR(4), [Hamilton \(2017\)](#)):

$$\ln(R_t) = \beta_0 + \sum_{j=1}^4 \beta_j \ln(R_{t-j}) + \varepsilon_t$$

La brecha es:

$$Brecha_t^{(H)} = \ln(R_t) - \left(\hat{\beta}_0 + \sum_{j=1}^4 \hat{\beta}_j \ln(R_{t-j}) \right)$$

Modelo semiestructural (filtro multivariado):

Para aislar la componente cíclica del crédito a partir de sus fundamentos macroeconómicos se emplea un modelo semiestructural calibrado para Nicaragua. En este esquema, la brecha del crédito ($Brecha_t^{\text{semi}}$) depende de su propia inercia, del ciclo del PIB y de la brecha en la tasa de interés real, según la relación:

$$Brecha_t^{\text{semi}} = \theta_c Brecha_{t-1}^{\text{semi}} + \theta_y Y_{t-1}^{\text{brecha}} + \theta_r RR_{t-1}^{\text{brecha}} + \varepsilon_t^{\text{semi}}.$$

En esta expresión, θ_c mide la persistencia propia de la brecha, θ_y recoge la sensibilidad al ciclo del producto y θ_r captura el impacto del costo real del crédito. Los detalles completos de la especificación, la calibración de parámetros y el procedimiento de estimación se presentan en la Sección A.1 del Anexo.

3.3.2. Detección de *booms* (criterio *Mendoza–Terrones*)

Sea $Brecha_t^{(f)}$ la brecha obtenida con el filtro $f \in \{1s, 2s, H, \text{semi}\}$ y $\sigma^{(f)}$ su desviación estándar histórica. Un trimestre se clasifica como parte de un *boom* cuando

$$Brecha_t^{(f)} \geq \phi \sigma^{(f)}, \quad \phi = 1,75.$$

Agrupando los trimestres contiguos que cumplen esa condición (al menos cuatro seguidos), el fechado se define así:

1. **Pico** (\hat{t}): trimestre con la mayor diferencia $Brecha_t^{(f)} - \phi \sigma^{(f)}$ dentro del bloque.

2. **Inicio** (t^s): primer trimestre del bloque, es decir, cuando la brecha traspasa el umbral $\phi\sigma^{(f)}$ viniendo desde abajo.
3. **Final** (t^e): primer trimestre posterior al pico en que la brecha vuelve a situarse por debajo del umbral $\phi\sigma^{(f)}$.

La duración del *boom* se calcula como $t^e - t^s$.

3.3.3. Metodología alternativa (MS-VECM)

A diferencia de lo propuesta por el criterio de Mendoza-Terrones, esta metodología no utiliza directamente el ciclo del crédito para identificar los *booms*. Basada en [Utari et al. \(2012\)](#), esta propuesta integra un modelo de corrección de errores vectorial (VECM, por sus siglas en inglés) con un esquema *Markov-Switching* para distinguir los distintos regímenes de crecimiento del crédito. Su principal ventaja es que identifica los *booms* de forma endógena, sin requerir el cálculo previo del ciclo del crédito ni la aplicación del umbral de [Mendoza & Terrones \(2008\)](#).

Especificación del modelo VECM lineal: Se consideran variables integradas de orden uno ($I(1)$): crédito real ($\log C_t$), PIB real ($\log Y_t$), inflación anualizada (π_t^{ann}) y tasa de interés activa en dólares (i_t). Estas se agrupan en el vector endógeno:

$$\mathbf{y}_t = \begin{bmatrix} \log C_t \\ \log Y_t \\ \pi_t^{ann} \\ i_t \end{bmatrix}$$

El modelo VECM se especifica como:

$$\Delta \mathbf{y}_t = \alpha \beta' \mathbf{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta \mathbf{y}_{t-i} + \mathbf{c} + \varepsilon_t$$

donde $\alpha \beta' \mathbf{y}_{t-1}$ es el término de corrección del error (ECT), que mide el desvío con respecto al equilibrio de largo plazo entre las variables macroeconómicas consideradas.

Modelo Markov-Switching (MSIA(3)ARX(0)): Sobre la base del VECM estimado, se modela el crecimiento trimestral del crédito real mediante una estructura Markov-Switching con tres regímenes:

$$\Delta \log(\text{Crédito real}_t) = \mu_{S_t} + \beta_1 \Delta \log(Y_t) + \beta_2 \Delta \pi_t^{ann} + \beta_3 \Delta i_t + \beta_4 ECT_t + \varepsilon_t$$

donde S_t sigue una cadena de Markov con tres estados. La matriz de transición asociada se define como:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & p_{13} \\ p_{21} & p_{22} & p_{23} \\ p_{31} & p_{32} & p_{33} \end{bmatrix}, \quad p_{ij} = P(S_t = j \mid S_{t-1} = i).$$

Identificación y fechado de booms: Los regímenes se clasifican según la media condicional (μ_{S_t}) como “bajo” (contracción), “moderado” (óptimo) y “alto” (*boom*). Un episodio de *boom* se identifica cuando la probabilidad filtrada del régimen “alto” excede el 50 %.

3.4. Robustez y validación

Para asegurar la robustez de los resultados obtenidos, se realizaron diversas pruebas adicionales. En primer lugar, se aplicó la misma metodología para identificar ciclos sectoriales del crédito, considerando separadamente los créditos personales, comerciales e industriales. Este análisis permite detectar posibles episodios específicos de expansión crediticia que pueden ocurrir únicamente en ciertos sectores económicos y que no necesariamente son visibles en la serie agregada del crédito total.

Asimismo, se realizaron análisis alternativos empleando una medida adicional: el ratio crédito-población siguiendo la recomendación de [Mendoza & Terrones \(2008\)](#), definido como:

$$R_t^{\text{pob}} = \frac{C_t}{\text{POB}_t} \times 100$$

Esta medida podría presentar diferencias frente al ratio crédito-PIB, especialmente durante periodos de crisis económica en los cuales una disminución en el PIB podría generar un aumento artificial del ratio crédito-PIB, aunque el crédito no se esté expandiendo.

Finalmente, mediante el modelo semiestructural estimado para la economía nicaragüense, se realizó una descomposición histórica de la serie de la brecha del crédito, permitiendo un análisis de los factores subyacentes que impulsan los episodios identificados como *booms*. Este análisis facilita una evaluación más precisa sobre la naturaleza de estos periodos expansivos, permitiendo distinguir claramente entre crecimientos justificables por fundamentos económicos sólidos y aquellos que podrían considerarse *booms* crediticios con potenciales riesgos para la estabilidad económica.

4. Resultados

Los resultados se presentan por niveles de desagregación, partiendo de la idea de que el crédito puede reaccionar de forma desigual según el método de ciclo empleado y el segmento atendido. Primero se examina el crédito total, aplicando los distintos filtros, el modelo semiestructural y el esquema Markov-Switching para fechar episodios de auge; luego se repite el ejercicio para los créditos personal, comercial e industrial, a fin de contrastar si los booms son generalizados o responden a dinámicas propias de cada sector. Finalmente, se enlazan ambos análisis con la descomposición histórica del ciclo. De este modo, se obtiene una visión integral de las expansiones y contracciones del crédito en Nicaragua.

4.1. Análisis de los resultados de identificación de booms crediticios

La comparación entre los distintos métodos de identificación revela que la dinámica del crédito no responde a un único ciclo claramente delimitado, sino a varios episodios cuya identificación depende de la forma en que cada técnica interpreta las variaciones del agregado. En particular, emerge con claridad la presencia de *dos* fases de auge a nivel agregado: un primer boom entre 2005 y 2008 y un segundo entre 2015 y 2018. Mientras el filtro HP unilateral no detecta booms en el período analizado, su versión bilateral y el filtro de Hamilton coinciden en identificar un auge entre 2015 y 2018, aunque con diferencias menores en las fechas exactas de inicio y finalización.

A su vez, el modelo semiestructural no solo confirma dicho episodio reciente, sino que también reconoce un boom entre 2005 y 2008, lo que coincide con la

expansión posterior a la reforma financiera documentada en la literatura, mientras que el modelo Markov-Switching clasifica como régimen de alta expansión buena parte del período 2003–2007. Estos resultados, resumidos en la Tabla 1, muestran que cada metodología enfatiza distintos elementos de la trayectoria del crédito, generando interpretaciones matizadas del ciclo.

La coincidencia parcial de fechas entre los métodos es relevante, pero no suficiente para concluir que el crédito atravesaba un boom en términos de vulnerabilidad financiera. Una expansión acelerada puede ser consistente con mejoras en la capacidad económica y en la profundización del sistema financiero, sin necesariamente constituir un foco de riesgo. Por ello, la clasificación del periodo requiere evaluar si el crecimiento del crédito estuvo respaldado por fundamentos sólidos o si respondió a factores transitorios, cambios institucionales, incentivos distorsionados o shocks externos que pudieran implicar desequilibrios.

Asimismo, la identificación de un final de boom hacia finales de 2018 en algunos modelos no debe interpretarse como evidencia de altas tasas de crecimiento en ese momento. Lo que estos métodos capturan es el elevado nivel acumulado del ratio Crédito/PIB previo a los eventos sociopolíticos de 2018. Tras dicho shock, el crédito se desacelera de forma clara; sin embargo, la caída no es lo suficientemente profunda como para revertir de inmediato el nivel alcanzado, razón por la cual el indicador permanece por encima de los umbrales utilizados para definir un boom. Una interpretación análoga aplica al episodio de 2005–2008: el cierre del auge coincide con el inicio de la crisis financiera internacional, cuando el flujo de crédito ya se encuentra en fase de desaceleración, pero el nivel del ratio sigue reflejando la expansión acumulada en los años previos. En ambos casos, la persistencia del exceso relativo proviene de la inercia del crecimiento previo, más que de una expansión adicional.

Dentro de este ejercicio comparativo, destaca el filtro de Hamilton por ser más sensible a cambios recientes en la dinámica del crédito. Al reaccionar con mayor rapidez ante variaciones en la tendencia, identifica los quiebres con menor desfase y ubica el cierre de los booms de forma más cercana al momento en que se producen los shocks, tanto en la fase posterior a las reformas de mediados de los 2000 como en el episodio de 2015–2018.

TABLA 1: Identificación de *booms* crediticios según diferentes métodos de cálculo del ciclo del crédito total

Método de cálculo del ciclo	Booms	Inicio	Final	Duración (trimestres)
Filtro HP (unilateral)	No	–	–	–
Filtro HP (bilateral)	Sí	Sep-2015	Dic-2018	13
Filtro de Hamilton	Sí	Mar-2016	Sep-2018	10
Modelo semiestructural	Sí	Dic-2005	Sep-2008	11
	Sí	Dic-2015	Dic-2018	12
Modelo Markov-Switching	Sí	Dic-2003	Mar-2007	13
	Sí	Mar-2012	Jun-2012	1

Fuente: Elaboración propia con base en datos del BCN y SIBOIF.

Por su parte, las tasas medias de crecimiento anual del crédito real correspondientes a cada régimen identificado por el modelo Markov-Switching (véase Tabla 2) destacan lo siguiente:

- El régimen identificado como boom en el modelo Markov-Switching presenta un crecimiento anual promedio del crédito real de 22.7 %, lo que refleja episodios de expansión. Tasas de crecimiento comparables o superiores a este umbral también se observaron en diversos trimestres del ciclo previo a 2008 y durante la fase expansiva de 2015–2018, aunque con diferencias en duración y composición sectorial.
- En contraste, los períodos clasificados como contracción muestran disminuciones significativas, lo que subraya la marcada prociclicidad del crédito nicaragüense bajo este enfoque.

Estos resultados cuantifican la diferencia entre fases expansivas y contractivas, ilustrando la naturaleza procíclica y volátil del crédito nicaragüense.

TABLA 2: Media de la tasa de crecimiento del crédito según régimen identificado por el modelo Markov-Switching

Régimen	Crecimiento medio (% anual)
Óptimo	10.05
<i>Boom</i>	22.66
Contracción	-6.67

Fuente: Elaboración propia con base en estimaciones *Markov-Switching*.

La identificación sectorial muestra que, además del auge reciente (2015–2018), varios segmentos también registraron expansiones significativas durante la fase previa de 2005–2008, especialmente en el crédito personal, donde los filtros estadísticos detectan un ciclo claramente expansivo en 2007–2008. En contraste, el boom más reciente se manifiesta con mayor intensidad y sincronización en los créditos comercial y personal, mientras que la industria exhibe ciclos expansivos más breves o menos definidos en ambos episodios. El auge de 2015–2018 culmina cuando el crédito empieza a desacelerarse tras un nivel de expansión acumulado excepcionalmente alto, mientras que en el episodio de mediados de los 2000 el cierre coincide con la desaceleración inducida por la crisis financiera internacional.

Entre los distintos segmentos, el filtro HP unilateral detecta con menor claridad estos episodios, mientras que el HP bilateral y el filtro de Hamilton capturan booms consistentes con el comportamiento agregado en ambas fases. Esto sugiere que los aumentos del crédito tienden a ser generalizados, aunque con diferencias en su magnitud, en el momento en que cada sector alcanza su punto máximo y en la intensidad relativa de los dos episodios (véase Tabla 3).

TABLA 3: Identificación de *booms* crediticios según diferentes métodos de cálculo del ciclo del crédito sectorial

Método de cálculo del ciclo	<i>Booms</i>	Inicio	Final	Duración (trimestres)
Crédito Personal				
Filtro HP (unilateral)	No	—	—	—
Filtro HP (bilateral)	Sí	Mar-2007	Sep-2008	6
	Sí	Jun-2016	Sep-2018	9
Filtro de Hamilton	Sí	Sep-2016	Jun-2018	7
Crédito Comercial				
Filtro HP (unilateral)	No	—	—	—
Filtro HP (bilateral)	Sí	Sep-2015	Dic-2018	13
Filtro de Hamilton	Sí	Jun-2016	Jun-2018	8
Crédito Industrial				
Filtro HP (unilateral)	No	—	—	—
Filtro HP (bilateral)	Sí	Mar-2017	Sep-2018	6
Filtro de Hamilton	Sí	Mar-2012	Dic-2013	7

Fuente: Elaboración propia con base en datos del BCN y SIBOIF.

4.2. Análisis de la descomposición histórica del ciclo del crédito

En la descomposición histórica de la brecha del crédito total en Nicaragua, obtenida a partir del modelo semiestructural, cada barra apilada refleja la contribución de diversos factores macroeconómicos y financieros a las fluctuaciones del ciclo crediticio.

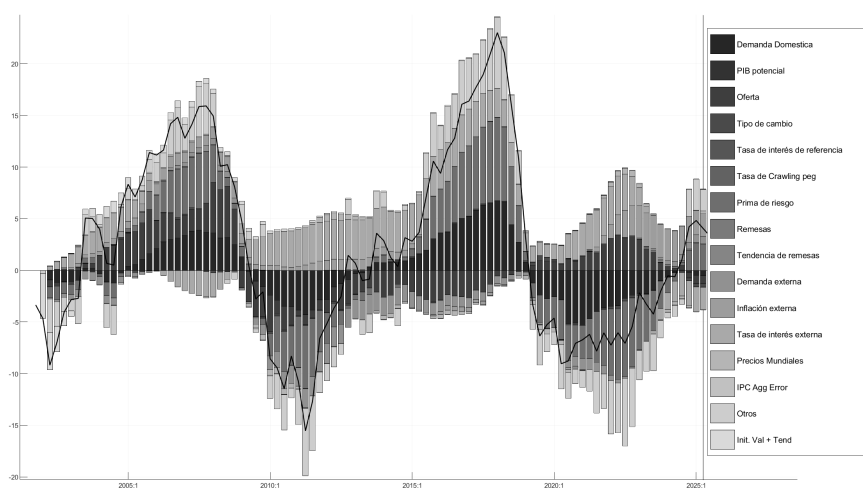
Principales hallazgos:

- La evidencia sugiere que los episodios de auge crediticio en Nicaragua han sido marcadamente **procíclicos**, con un claro predominio de la *demanda doméstica* como motor principal de las expansiones. El

comportamiento de la brecha muestra que, durante los *booms*, la suma de los factores internos supera ampliamente el promedio histórico, lo que resalta la sensibilidad del crédito ante el dinamismo económico interno y las condiciones de confianza.

- Junto a la demanda, la *oferta* y la *prima de riesgo* también han contribuido, aunque su influencia varía a lo largo del tiempo. La oferta explica parte de la expansión en ciertos periodos, mientras que la prima de riesgo influye en la magnitud tanto de los auges como las fases contractivas.
- Los factores externos —como *tasas de interés internacionales*, *precios mundiales*, e *inflación externa*— y elementos como las *remesas* suelen tener un efecto menos persistente o de menor magnitud sobre el ciclo del crédito, aunque pueden amplificar las fases de ajuste en entornos de alta volatilidad internacional.
- En los episodios de contracción, destaca el giro negativo de la demanda doméstica y el deterioro en la percepción de riesgo, que explican la mayor parte de la reducción en la brecha crediticia, mientras que el resto de los factores refuerza, pero rara vez lidera, las disminuciones.

FIGURA 3: Descomposición histórica de la brecha del crédito utilizando el modelo semiestructural



Fuente: Elaboración propia con base en estimaciones del modelo semiestructural.

La descomposición histórica permite entender por qué los *booms* crediticios identificados mediante diferentes metodologías coinciden con periodos donde el crédito crece más allá de sus fundamentos sostenibles, liderado casi siempre por la demanda interna y condiciones de riesgo favorables. Asimismo, en las fases contractivas, la reversión de estos factores internos explica el ajuste, en mayor medida que los factores externos o residuales.

5. Conclusiones

El análisis multimétodo realizado sugiere que, en el periodo 2002-2025, el crédito en Nicaragua ha experimentado dos episodios relevantes de expansión acelerada. El primero ocurrió entre finales de 2005 y mediados de 2008, vinculado a la fase de profundización financiera observada en los años posteriores a las reformas financieras de inicios de los 2000. Este episodio es identificado como boom por el modelo semiestructural, y sus características son coherentes con el régimen de alta expansión que el modelo Markov-Switching asigna a buena parte del período 2003–2007. El segundo episodio, más reciente y de mayor amplitud sectorial, correspondió a la fase comprendida entre finales de 2015 y mediados de 2018. En este caso, el filtro HP bilateral, el filtro de Hamilton y el modelo semiestructural coinciden en clasificarlo como un boom, mientras que el filtro HP unilateral no lo detecta.

La evidencia sectorial complementa este diagnóstico. Durante el episodio de 2015–2018, los segmentos comercial y personal mostraron las tasas de expansión más elevadas, mientras que el segmento industrial registró incrementos más moderados y acotados en el tiempo. En el episodio de 2005–2008, en cambio, el dinamismo se concentró en un número menor de segmentos, destacando el crédito personal. Esto sugiere que la reacción del crédito ante cambios macroeconómicos no es homogénea entre sectores, no obstante, el crédito personal estuvo presente en ambos auges identificados.

El análisis de la composición del ciclo crediticio muestra que, en ambos episodios, la expansión se explica principalmente por factores internos asociados al dinamismo de la actividad y a condiciones financieras favorables, mientras que los factores externos actuaron como elementos complementarios o amplificadores. En las fases contractivas, el ajuste suele estar relacionado con variaciones cíclicas de la actividad y con cambios en el entorno financiero, lo que coincide con la evidencia internacional sobre la prociclicidad del crédito.

Desde una perspectiva macroprudencial, los resultados indican que las brechas de crédito pueden servir como uno de varios insumos para el seguimiento de condiciones financieras y para la valoración gradual de instrumentos contracíclicos, reconociendo que su interpretación depende del contexto y de la estructura del sistema financiero. La heterogeneidad sectorial también muestra que la evaluación del ciclo del crédito se beneficia de considerar no solo el comportamiento agregado, sino también las diferencias entre segmentos.

En conjunto, el crédito en Nicaragua exhibe un comportamiento procíclico, con episodios destacados de expansión entre 2005–2008 y 2015–2018, y con ajustes rápidos cuando surgen choques adversos. Los resultados no implican recomendaciones inmediatas, pero sí aportan evidencia útil para continuar perfeccionando las herramientas analíticas que permiten monitorear y evaluar la evolución del crédito en un marco macroprudencial.

Referencias

- Andrle, M., Garcia-Saltos, R. & Ho, G. (2014), A model-based analysis of spillovers: The case of poland and the euro area, IMF Working Paper 14/186, International Monetary Fund.
- Arena, M., Bouza, S., Dabla-Norris, E., Gerling, K. & Njie, L. (2012), What drives credit booms in low-income countries?, IMF Working Paper 12/15, International Monetary Fund.
- Arena, M., Bouza, S., Dabla-Norris, E., Gerling, K. & Njie, L. (2015), Credit booms and macroeconomic dynamics: Stylized facts and lessons for low-income countries, IMF Working Paper 15/11, International Monetary Fund.
- Baba, C., Dell’Erba, S., Detragiache, E., Harrison, O., Mineshima, A., Musayev, A. & Shahmoradi, A. (2020), How should credit gaps be measured? an application to european countries, IMF Working Paper WP/20/6, International Monetary Fund.
- Barajas, A., Dell’Ariccia, G. & Levchenko, A. (2005), Credit booms: The good, the bad, and the ugly, IMF Working Paper 05/150, International Monetary Fund.
- Barajas, A., Dell’Ariccia, G. & Levchenko, A. (2009), ‘Credit booms: The good, the bad, and the ugly’, *IMF Research Bulletin* **10**(2), 1–5.
- Basel Committee on Banking Supervision (2010), Guidance for national authorities operating the countercyclical capital buffer, Technical Report BCBS 187, Bank for International Settlements.
URL: <https://www.bis.org/publ/bcbs187.pdf>
- Bejarano Chavarría, C. (2023), Shocks de oferta de crédito en nicaragua, Documento de Trabajo DT-091, Banco Central de Nicaragua. Serie de Documentos de Trabajo del Banco Central de Nicaragua.
- Benes, J., Clinton, K., Garcia-Saltos, R., Johnson, M., Laxton, D., Manchev, P. & Matheson, T. (2010), Estimating potential output with a multivariate filter, IMF Working Paper 10/285, International Monetary Fund.
- Borio, C. & Drehmann, M. (2009), ‘Assessing the risk of banking crises—revisited’, *BIS Quarterly Review* pp. 29–46.

- Borio, C. & Lowe, P. (2002), 'Assessing the risk of banking crises', *BIS Quarterly Review* pp. 43–54.
- Calderón, C. & Kubota, M. (2012), Sudden stops: Do global factors matter?, Policy Research Working Paper 6260, World Bank.
- Cottarelli, C., Dell'Ariccia, G. & Vladkova-Hollar, I. (2003), Early birds, late risers, and sleeping beauties: Bank credit growth to the private sector in central and eastern europe and in the balkans, IMF Working Paper 03/213, International Monetary Fund.
- Decressin, J. & Terrones, M. (2011), 'Credit booms—is the party over?', *IMF World Economic Outlook*.
- Dell'Ariccia, G., Igan, D., Laeven, L., Tong, H., Bakker, B. & Vandenbussche, J. (2012), Policies for macrofinancial stability: How to deal with credit booms, IMF Staff Discussion Note SDN/12/06, International Monetary Fund.
- Elekdag, S. & Wu, Y. (2011), 'Rapid credit growth: Boon or boom–bust?', (11/241).
- Fund, I. M. (2004), Are credit booms in emerging markets a concern?, Technical report, World Economic Outlook, April 2004.
- Gorton, G. & Ordoñez, G. (2016), Good booms, bad booms, NBER Working Paper 22008, National Bureau of Economic Research.
- Gourinchas, P., Valdés, R. & Landerretche, O. (2001), 'Lending booms: Latin america and the world', *Economía* 1(2), 47–99.
- Hamilton, J. D. (2017), Why you should never use the hodrick–prescott filter, Technical Report Working Paper 23429, National Bureau of Economic Research.
URL: https://www.nber.org/system/files/working_papers/w23429/w23429.pdf
- Hilbers, P., Otter-Robe, I., Pazarbasioglu, C. & Johnsen, G. (2005), Assessing and managing rapid credit growth and the role of supervisory and prudential policies, IMF Working Paper 05/151, International Monetary Fund.
- Hodrick, R. & Prescott, E. C. (1997), 'Postwar u.s. business cycles: An empirical investigation', *Journal of Money, Credit, and Banking* 29(1).
- Jiménez, G. & Saurina, J. (2006), 'Credit cycles, credit risk, and prudential regulation', *International Journal of Central Banking* 2(2), 65–98.

- Lahura, E., Chang, G. & Salazar, O. (2013), Identificación de episodios de auge crediticio: Una propuesta metodológica con fundamentos económicos, Documento de Trabajo 2013-011, Banco Central de Reserva del Perú.
- Levine, R. (2005), Finance and growth: Theory and evidence, *in* P. Aghion & S. Durlauf, eds, 'Handbook of Economic Growth', Elsevier, pp. 865–934.
- Maria, J. R. (2016), 'Portugal: Trends, cycles, and instability in output and unemployment over 2008–2012', *Economic Studies* **II**(3).
- Mendoza, E. G. & Terrones, M. E. (2008), An anatomy of credit booms: Evidence from macro aggregates and micro data, Technical Report Working Paper 14049, National Bureau of Economic Research.
URL: <https://www.nber.org/papers/w14049>
- Mendoza, E. & Terrones, M. (2012), An anatomy of credit booms and their demise, NBER Working Paper 18379, National Bureau of Economic Research.
- Mitra, S., Mitra, P. & Opel, A. (2011), What explains credit growth in emerging europe?, IMF Working Paper 11/247, International Monetary Fund.
- Müller, K. & Verner, E. (2023), Credit allocation and macroeconomic fluctuations, NBER Working Paper 31420, National Bureau of Economic Research.
- Ottens, D., Bálint, M. & Hilbers, P. (2005), The timing and pace of booms and busts: The role of credit, IMF Working Paper 05/121, International Monetary Fund.
- Saurina, J., Trucharte, C. & Vidal, M. (2008), 'Multiple lending and loan sizes: The role of intermediation', *Journal of Financial Stability* **4**(4), 324–341.
- Schularick, M. & Taylor, A. M. (2012), 'Credit booms gone bust: Monetary policy, leverage cycles, and financial crises, 1870–2008', *American Economic Review* **102**(2), 1029–1061.
- Seidler, J. & Gersl, A. (2012), Excessive credit growth and countercyclical capital buffers in basel iii: Evidence from central and eastern europe, Working Paper 10/2012, Czech National Bank.
- Terrones, M. (2004), 'Are credit booms in emerging markets a concern?', *World Economic Outlook* pp. 148–166.

Urbina, J. (2015), ‘Crecimiento del crédito en nicaragua, ¿crecimiento natural o boom crediticio?’.

Utari, G. A. D., Arimurti, T. & Kurnia, I. N. (2012), ‘Optimal credit growth’, *Bulletin of Monetary Economics and Banking* **15**(2), 3–34.

URL: <https://bulletin.bmeb-bi.org/bmeb/vol15/iss2/4>

A. Anexos

TABLA A1: Identificación de *booms* crediticios usando el ratio crédito/población como prueba de robustez

Método de cálculo del ciclo	<i>Booms</i>	Inicio	Final	Duración (trimestres)
Crédito Total				
Filtro HP (unilateral)	No	—	—	—
Filtro HP (bilateral)	Sí	Sep-2015	Dic-2018	13
Filtro de Hamilton	No	—	—	—
Crédito Personal				
Filtro HP (unilateral)	No	—	—	—
Filtro HP (bilateral)	Sí	Mar-2016	Dic-2018	11
Filtro de Hamilton	Sí	Mar-2016	Mar-2018	8
	Sí	Dic-2023	Dic-2024	4
Crédito Comercial				
Filtro HP (unilateral)	No	—	—	—
Filtro HP (bilateral)	Sí	Sep-2015	Dic-2018	13
Filtro de Hamilton	No	—	—	—
Crédito Industrial				
Filtro HP (unilateral)	No	—	—	—
Filtro HP (bilateral)	Sí	Mar-2015	Sep-2018	14
Filtro de Hamilton	No	—	—	—

Nota: El ciclo se calcula usando el ratio crédito/población.

Fuente: Elaboración propia con base en datos del BCN y SIBOIF.

A.1. Modelo Semiestructural para el cálculo de la Brecha de Crédito

Esta sección presenta un resumen de la metodología empleada para calcular la brecha crediticia dentro de un modelo semi-estructural aplicado a la economía nicaragüense¹. Se destacan las ecuaciones clave que describen la dinámica del crédito, diferenciando entre su componente de tendencia y su componente cíclico o brecha, junto con otras ecuaciones macroeconómicas relevantes que aportan contexto al análisis. El objetivo es estimar el ciclo del crédito mediante el uso del filtro de Kalman, apoyándose en el modelo y las variables observadas correspondientes.

La variable principal es el crédito real en términos logarítmicos ($\ln C_t$), descompuesto en su tendencia (C_t^{tnd}) y su brecha (C_t^{brecha}), como sigue:

$$\ln C_t = C_t^{tnd} + C_t^{brecha} \quad (5)$$

La tendencia del crédito sigue un proceso de caminata aleatoria con deriva:

$$C_t^{tnd} = C_{t-1}^{tnd} + \Delta C_t^{tnd} + \varepsilon_t^{tnd} \quad (6)$$

La tasa de crecimiento tendencial del crédito (ΔC_t^{tnd}) se modela como un proceso autoregresivo de primer orden (AR(1)):

$$\Delta C_t^{tnd} = \rho_{cred} \Delta C_{t-1}^{tnd} + (1 - \rho_{cred}) ss_{\Delta C_t^{tnd}} + \varepsilon_t^{\Delta C_t^{tnd}} \quad (7)$$

¹La estimación de la brecha de crédito que se presenta en este documento utiliza un modelo semiestructural construido a partir de una *versión modificada* de un modelo semi estructural para Nicaragua elaborado por la División de Estudios Económicos del Banco Central de Nicaragua, el cual aún se encuentra en fase de finalización. Las modificaciones persiguen alinear el resto de supuestos macroeconómicos con el juicio experto empleado en dicho modelo. Sin embargo, los resultados aquí obtenidos (i) no reproducen ni deben considerarse equivalentes a los que genera el modelo original y (ii) no representan la posición institucional. Toda la responsabilidad sobre las estimaciones y conclusiones recae exclusivamente en los autores.

La brecha del crédito se especifica como un modelo Autorregresivo Distribuido Rezagado (ARDL), siguiendo la metodología de [Baba et al. \(2020\)](#), en función del ciclo del producto (Y_t^{brecha}), la propia brecha del crédito rezagada y la brecha en la tasa de interés real (RR_t^{brecha}):

$$C_t^{brecha} = \theta_c C_{t-1}^{brecha} + \theta_y Y_{t-1}^{brecha} + \theta_r RR_{t-1}^{brecha} + \varepsilon_t^{C^{brecha}} \quad (8)$$

Las perturbaciones ($\varepsilon_t^{C^{tnd}}$, $\varepsilon_t^{\Delta_4 C^{tnd}}$ y $\varepsilon_t^{C^{brecha}}$) representan choques exógenos independientes e idénticamente distribuidos, con media cero y varianza constante.

A continuación se hace una breve descripción del resto de bloques del modelo semiestructural en especial lo relevante para el cálculo de la brecha del crédito:

Demanda agregada e IS. La brecha del PIB (Y_t^{brecha}) obedece a una ecuación IS híbrida que combina inercia, expectativas un paso adelante y el índice de condiciones monetarias MCI_t . Además, incorpora choques externos —brecha del PIB mundial, remesas y precios de materias primas— más un *shock* de demanda persistente.

Curvas de Phillips y formación de precios. Las inflaciones parciales (núcleo, alimentos volátiles y energía) siguen curvas de Phillips forward-backward donde los costos marginales dependen de la brecha del producto y del tipo de cambio real. Su agregación, ponderada, determina la inflación total π_t que alimenta las expectativas y la tasa real.

Tipo de cambio. El nominal S_t presenta una senda de *crawling-peg* (tendencia) y un gap dinámico influido por un objetivo cambiario interno y las remesas. El tipo de cambio real Z_t —restando precios internos— transmite depreciaciones a los costos marginales y al MCI_t .

Política monetaria. La tasa nominal doméstica R_t responde a la tasa externa, a la prima de riesgo soberano y al objetivo cambiario ($E_t \Delta S_{t+1}$). Restando la inflación esperada se obtiene la tasa real, cuya brecha entra en el MCI_t y en el ARDL de crédito.

Prima de riesgo y remesas. Ambos se descomponen en tendencia AR(1) más brecha. La prima influye directamente en la tasa nominal; las remesas afectan la demanda y el tipo de cambio nominal.

Bloque externo. El crecimiento de los socios, la inflación externa, la tasa FED y los precios internacionales siguen procesos AR(1) con *shocks*. Estas series determinan el entorno de precios, la paridad de tasas y buena parte de los impulsos exógenos del modelo.

Con estas interacciones, los choques externos modifican primero la demanda agregada y los precios internacionales; ello altera la inflación esperada y la tasa real, que viaja al MCI_t . El MCI_t retroalimenta la brecha del PIB y, a través de ella y de la tasa real, se transmite al bloque de crédito descrito en la sección anterior. Este enfoque permite separar claramente los efectos estructurales de largo plazo (tendenciales) de las fluctuaciones cíclicas o brechas del crédito, relevantes para la identificación de episodios de expansión excesiva del crédito y la toma de decisiones de política monetaria y macroprudencial.

TABLA A2: Calibración del bloque de crédito

Variable	Código	Valor
Inercia de la brecha de crédito	θ_c	0.7
Sensibilidad al ciclo del PIB	θ_y	0.4
Impacto de la tasa real	θ_r	-0,4
Persistencia de la tendencia	$\rho_{\Delta C_t^{tnd}}$	0.9
Crecimiento tendencial anualizado	$ss_{\Delta C_t^{tnd}}$	10.05 %
Desv. estándar del <i>shock</i> de brecha	σ_{brecha}	0.02
Desv. estándar del <i>shock</i> de tendencia	$\sigma_{tendencia}$	0.005

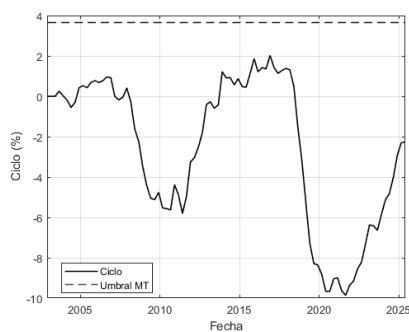
Nota: El valor del crecimiento tendencial anualizado del crédito en estado estacionario fue obtenido a partir de la estimación mediante el modelo Markov-Switching, mientras que los demás parámetros se determinaron utilizando criterio de experto.

TABLA A3: Variables Observadas del Modelo Semiestructural

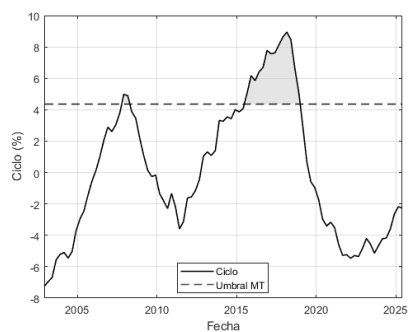
Variable Observada	Descripción
$\ln Y_t$	Logaritmo del PIB real doméstico
Y_t^{tnd}	Logaritmo del PIB potencial
$\ln S_t$	Logaritmo del tipo de cambio nominal
$\ln CPI_t$	Logaritmo del IPC total doméstico
$\ln CPI_t^{xfe}$	Logaritmo del IPC núcleo doméstico (<i>cpixfe_u</i>)
$\ln CPI_t^f$	Logaritmo del IPC alimentos volátiles doméstico
$\ln CPI_t^e$	Logaritmo del IPC energía doméstico
$\ln CPI_t^x$	Logaritmo del IPC externo
R_t^x	Tasa de interés nominal externa ajustada
$\ln P_t^{wfood}$	Logaritmo de precios internacionales de alimentos
$\ln P_t^{woil}$	Logaritmo de precios internacionales de petróleo
$\ln P_t^{wcoff}$	Logaritmo de precios internacionales de café
$\ln P_t^{wgold}$	Logaritmo de precios internacionales de oro
$\ln Y_t^x$	Logaritmo del PIB externo
$\ln REM_t$	Logaritmo de remesas reales
$\ln C_t$	Logaritmo del crédito real doméstico

Fuente: Elaboracion propia en base a especificación del modelo.

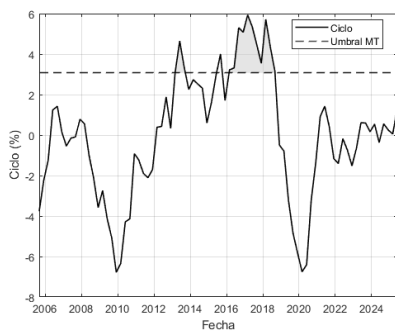
FIGURA A1: Comparación de métodos de estimación del ciclo del ratio crédito total/PIB



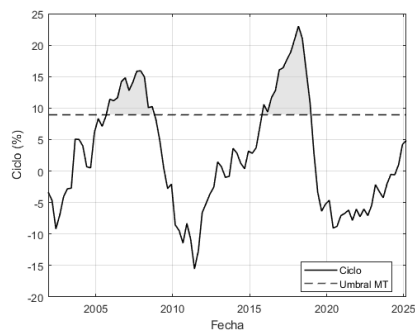
(a) Filtro HP (unilateral)



(b) Filtro HP (bilateral)



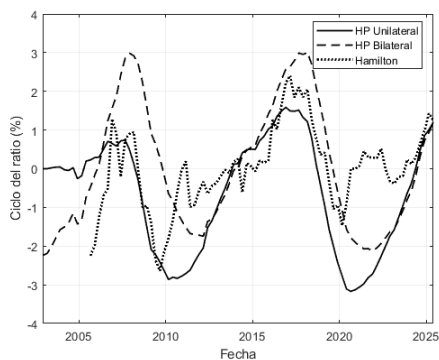
(c) Filtro de Hamilton



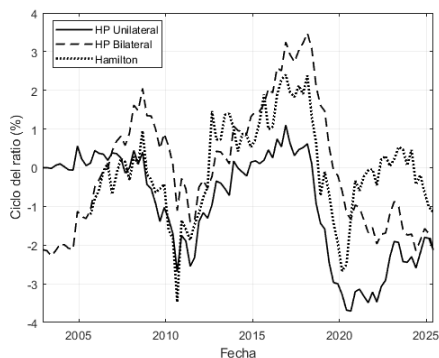
(d) Modelo semiestructural

Fuente: Elaboración propia con base en datos del BCN y SIBOIF.

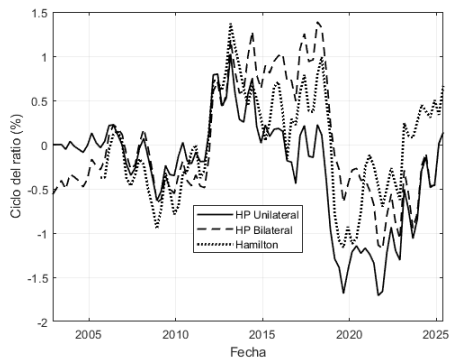
FIGURA A2: Ciclo del ratio crédito/PIB por sector: comparación de métodos (HP unilateral, HP bilateral, Hamilton)



(a) Crédito personal



(b) Crédito comercial



(c) Crédito industrial

Fuente: Elaboración propia con base en datos del BCN y SIBOIF.

Progressive Taxation in Nicaragua and its Effectiveness in Reduction of Inequality

Jeffrey Serrano & Angee Gadea*

Abstract

The effect of progressive taxation policies on the economy has been an issue of extensive debate in recent decades. This research paper employs the standard Bewley-Hugget-Aiyagari (BHA) heterogeneous-agents DSGE model with some extensions to provide a general analysis of the Nicaraguan economy regarding the effectiveness of progressive taxation policies to reduce inequality. The baseline model is consistent with the standard literature and properly resembles a realistic distribution of consumption across the agents and the aggregate components in the Nicaraguan economy for 2014. The analysis provides evidence of the effectiveness of progressive taxation as a tool for reducing inequality in consumption and income across all agents in the economy; in addition, it is highlighted that this progressive structure needs to be updated periodically to considerate the discrepancies between the evolution of real and nominal wages, so the efforts on reducing inequality are not mitigated.

Keywords: Progressive taxation, Heterogeneous agents model, Nicaragua, Inequality.

JEL codes: C68, E62, H21, H30, I31.

*Los autores son economistas e investigadores. Para comentarios, contactar a los autores a través de los correos: jeffreyserrano5@gmail.com y angee.gadea@gmail.com. El contenido de este documento es de exclusiva responsabilidad de su(s) autor(es), y no necesariamente representa la posición oficial del Banco Central de Nicaragua.

1 Introduction

Inequality has been a topic of high interest in recent decades, and it has gained more relevance as it has increased considerably in most of the economies in the world. The concern about this increase has led to a heated debate over different calls for redistribution through the implementation of various policies¹, with the main attention directed to progressive taxation as a tool for reducing inequality.

Although progressive taxation has been considered an effective tool for reducing inequality, governments have historically been reluctant to aggressively implement such policies, perhaps due to their effectiveness costs on macroeconomic aggregates. According to [Auerbach & Kotlikoff \(1987a\)](#), a progressive tax has at least two characteristics: (1) average tax rates increasing with the size of the tax base, and (2) marginal tax rates greater than average tax rates. Such characteristics imply that progressive taxation is distortionary and imposes efficiency losses in terms of production.

Consequently, the collateral impact of progressive taxation policies on the aggregate economy has been extensively discussed in recent decades. [Auerbach & Kotlikoff \(1987b\)](#) found that switching from proportional to progressive taxation can significantly decrease long-run capital formation and aggregate output and consumption. Similarly, [Heathcote et al. \(2016\)](#) pointed out that governments are hesitant to push progressivity too far because of distortions to labor supply and skill investment².

Despite all the arguments against progressive taxation policy and its distortionary effects on the aggregate economy, developing economies have extensively used it as an effective tool to fight against their characteristic high inequality conditions. According to [Martorano \(2018\)](#), Latin American countries have promoted tax changes, specifically, those progressive tax systems that contribute to inequality reduction.

Based on these observations, this research paper seeks to provide an analysis for the Nicaraguan economy regarding the effectiveness of progressive taxation policies to reduce inequality. To analyze this matter,

¹For instance, from the work of [Pikett & Saez \(2003\)](#), one can argue that social norms, labor market institutions, and fiscal policy are crucial determinants of inequality, and that changes in inequality are highly driven by variations in capital income.

²Other authors that have worked on the distortionary effects on labor supply and skill investment include [Heckman et al. \(1998\)](#), [Krueger et al. \(2013\)](#), and [Guvenen et al. \(2014\)](#).

we consider the heterogeneous agents model developed by [Aiyagari \(1994\)](#), [Bewley \(1986\)](#), and [Huggett \(1993\)](#), with extensions proposed by [Domeiji & Heathcote \(2004\)](#) and [Heathcote \(2005\)](#) on the productivity shocks process. In our model, households differ endogenously in terms of their labor income composition and the level of assets they hold, due to idiosyncratic and uninsurable productivity shocks that affect the income households perceive.

It is pertinent to mention that some efforts have been previously made to develop Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) Models for Nicaragua. First, [Gómez \(2010\)](#) proposed a Computable General Equilibrium Model (CGE) to determine the effects of economic policies and external shocks over the different sectors of the economy. Subsequently, [Flores Sarria \(2013\)](#) proposed a New Keynesian DSGE model to evaluate the impact of internal and external shocks in Nicaragua between 1994 and 2011, while [Miranda \(2022\)](#) analyzed the dynamics of business cycles in Nicaragua through a Real Business Cycle (RBC) model focused on productivity shocks.

Perhaps the most closely related work to our framework is that of [Acevedo \(2011\)](#). The author evaluated the impact of tax reforms in Nicaragua using a DSGE model for a closed economy with a representative agent and three types of taxes (labor income, consumption, and capital income). The results contributed to a better understanding of how tax reforms have affected the government balance; however, the author highlighted some limitations on replicating the dynamics of certain variables due to the small sample size and the tax system complexity.

Although valuable for understanding the dynamics in the economic aggregates of Nicaragua, the DSGE models proposed until now lack the important characteristic of heterogeneity across agents in the economy, which is important mainly for two reasons: (1) models with heterogeneous agents have a more realistic resemblance of the conditions of any economy compared to those models with a representative agent assumption, and (2) heterogeneity enables the analysis of the effects of policies and shocks on inequality and redistribution.

To properly assess the quantitative implications of progressive taxation on inequality and the aggregate variables of the economy, we perform experiments in which we assume the economy is initially in a steady state, characterized by a progressive labor income tax, and unexpectedly, the government decides to implement a policy changing the current conditions

of the taxation structure for labor income.

The first experiment considers a shift to a linear tax scheme where all agents face the same tax rate, aiming to evaluate the current system's effectiveness in reducing inequality. The second experiment imposes a tax rate increase on lower-productivity agents to analyze the current scheme's rigidity in light of the evolution of nominal versus real wages. The rigidity of the current tax system in Nicaragua stems from the fact that nominal tax brackets have not changed since 2012.

Specifically, in an inflationary environment, an agent's real disposable income can be eroded by the tax system even if their real pre-tax wage remains constant. Although our model does not explicitly consider nominal variables, we simulate this mechanism by assuming a real tax increase for lower-productivity agents, as explained in more detail in the Results Section.

After conducting these experiments, we documented and analyzed the effects of these policies on the aggregate variables of the economy and the distribution of households in terms of income, consumption, and wealth. Additionally, the analysis includes transitional dynamics to study in detail the short-run implications of the first experiment.

The calibration strategy of the baseline model (i.e., the initial steady state) is designed to ensure that the redistribution of the total income tax burden under the initial progressive taxation scheme is realistic and accurately reflects the characteristics of the Nicaraguan economy. Specifically, the model effectively mirrors the distribution of consumption in Nicaragua in 2014, as well as key features related to the distribution of income and wealth.

The main findings of our work highlight the effectiveness of progressive taxation as a tool for reducing inequality in consumption across all the agents in the Nicaraguan economy. Additionally, the progressive tax system reduces inequality in income when compared to a linear tax system but has no significant effects on the redistribution of wealth.

Regarding the effects on the aggregate economy, we found that moving from a progressive to a linear tax system does not improve the production level of the economy, since the output does not experience a significant increase. This happens because agents in the economy who perceive a higher disposable income due to the change decide to consume almost

all their extra income instead of saving to build future production capacity. These findings suggest that progressivity is the most appropriate tax system for economies with conditions similar to the Nicaraguan economy.

We also found that, due to the nominal rigidity of the current tax system, non-high-productive agents suffer a loss in their disposable income due to higher taxes to pay when they do not experience any increase in their real incomes. These losses in disposable income exacerbate the inequality conditions in consumption and income and mitigate the positive effect progressive taxation has over the distribution of total consumption and income.

Finally, the transition dynamic analysis showed that almost all the variables had a smooth transition toward their new steady-state level. The only exceptions to this were aggregate consumption and its inequality, which jumped up immediately after the change was announced because of the effect of the tax burden distribution. It was also found that it takes at most 10 years for the economy to reach at least 90% of the new steady-state level.

The structure of the paper is organized as follows. Section 2 outlines the specifications of the proposed model, which incorporates heterogeneous agents and idiosyncratic and uninsurable productivity shocks, as well as the calibration to match the Nicaraguan economy. Section 3 presents the main quantitative results from our experiments. Finally, Section 4 concludes.

2 Model

We consider the standard model developed by Aiyagari (1994), Bewley (1986), and Huggett (1993), with an extension³ proposed by Domeiji & Heathcote (2004) and Heathcote (2005). The economy is populated by a continuum unit mass of infinitely lived and heterogeneous households that face idiosyncratic and uninsurable income shocks.

There is one type of good in this economy which can be either consumed or saved in the form of future capital. Firms use labor and capital as inputs to

³The main extension considered is the household productivity process, which remains consistent with the results estimated by Flores Sarria (2013) for Nicaragua and with the standard estimations found by Flodén & Lindé (2001).

produce and optimize profits given prices in a competitive factor market; in addition, there is no aggregate uncertainty, and the model is solved under perfect foresight.

The Government in this economy issues debt in the form of one-period risk-free bonds which are perfect substitutes for capital assets; in addition, it consumes a proportion of the total output and collects taxes on asset income, consumption, and labor income to finance its spending and the payment of interest on its total debt (where government debt is assumed to be a constant proportion of the total output).

Before the Government implements any tax reform, we assume the economy is in the initial steady state with no uncertainty (i.e., a state characterized by progressive income tax rates), and from this point on, we study the effects after implementing different and unanticipated changes⁴ in the prevalent labor income tax scheme of the economy.

2.1 Households

Every household chooses between consumption c_t and saving $s_t = a_{t+1}$ to maximize their lifetime expected utility, which is given by the following expression:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(c_t) \quad (1)$$

Subject to:

$$(1 + \tau_c)c_t + a_{t+1} = [1 + (1 - \tau_k)r_t]a_t + (1 - \tau_{\bar{n}}(\bar{e}_t))\omega_t e_t \bar{n} \quad (2)$$

$$a_{t+1} \geq 0 \quad (3)$$

Where $\beta \in (0, 1)$ is the discount factor for the utility function $U(c_t)$; τ_c , τ_k , and $\tau_{\bar{n}}(\bar{e}_t)$ are the tax rates on consumption, asset returns, and labor income, respectively; r_t is the pre-tax real interest rate; ω_t is the wage per unit of effective labor; \bar{n} is the amount of effective labor supply per period (which is assumed to be perfectly inelastic and equal for all households in this economy); and e_t is the idiosyncratic and uninsurable productivity

⁴Specifically, one change from progressive to a linear taxation scheme, and another change where the medium and low productive agents pay more taxes on labor income.

shock that follows a first-order Markov process with transition probability defined by the matrix $\Pi_p(e_{t+1}|e_t)$. Also, notice that equation (3) imposes a non-borrowing restriction for agents in this economy⁵.

From these three equations, one can notice that the solution to this household's problem is the set of choices for c_t and a_{t+1} such that, $\forall t$ and $\forall e_t \in E_t$, they maximize equation (1), subject to (2) and (3), and given τ_c , τ_k , $\tau_n(\bar{e}_t)$, and the sequences of values $\{r_t\}_{t=0}^{\infty}$ and $\{\omega_t\}_{t=0}^{\infty}$.

Since productivity shocks are uninsurable, households can only trade a one-period risk-free asset to self-insure, subject to the non-borrowing constraint given by equation (3). Therefore, the solution to this problem can be represented through the optimal value function $V(a_t, e_t)$, which depends on the level of assets chosen and the productivity of each household e_t . This value function is the unique solution to the following Bellman equation:

$$V(a_t, e_t) = \max_{a_{t+1}} \left\{ U(c_t) + \beta E_{(e_{t+1}|e_t)} [V(a_{t+1}, e_{t+1})] \right\} \quad (4)$$

Subject to:

$$c_t + a_{t+1} = [1 + (1 - \tau_k)r_t]a_t + (1 - \tau_n(\bar{e}_t))\omega_t e_t \bar{n} \quad (5)$$

$$a_{t+1} \geq 0 \quad (6)$$

The solution to equation (4) (which is discussed in more detail in Appendix, Section A1) returns the well-known Euler equation:

$$\frac{\partial U(c_t)}{\partial c_t} \geq \beta E_{(e_{t+1}|e_t)} \left[(1 + (1 - \tau_k)r_{t+1}) \frac{\partial U(c_{t+1})}{\partial c_{t+1}} \right] \quad (7)$$

Moreover, the assumed functional form of $U(\cdot)$ is CRRA, i.e., $U(c_t) = \frac{c_t^{1-\gamma}}{1-\gamma}$, $\gamma > 0$

2.2 Aggregate variables

Let us define the evolution of the distribution of agents over assets and income-productivity levels $\mu(a_t, e_t)$, where:

⁵This assumption follows [Domeiji & Heathcote \(2004\)](#) and implies that the poorest households are not able to smooth their consumption when they face changes in their income. Moreover, this implies that households can only save through private capital assets and government bonds.

$$\mu(\bar{a}_{t+1}, \bar{e}_{t+1}) = \sum_{a_{t+1} \in A_{t+1}} \sum_{e_t \in E_t} \Pi_p(\bar{e}_{t+1} | e_t) \cdot \mathbb{I}_{\{a_{t+1}(a_t, e_t) = \bar{a}_{t+1}\}} \cdot \mu(a_t, e_t) \quad (8)$$

With:

$$\sum_{a_t \in A_t} \sum_{e_t \in E_t} \mu(a_t, e_t) = 1 \quad (9a)$$

$$\sum_{e_{t+1} \in E_{t+1}} P(e_{t+1} | e_t) = 1 \quad (9b)$$

Where $P(e_t) \in \mathbb{R}^l$ with $P(e_{t+1} | e_t) \geq 0$, $\forall e_{t+1}^l \in \{1, \dots, l\}$, represents the probability vector for each e_t of the transition matrix $\Pi_p(\bar{e}_{t+1} | e_t)$. The term $I_{\{a_{t+1}(a_t, e_t) = \bar{a}_{t+1}\}}$ represents a distribution matrix over optimal saving policies that vary depending on the current productivity level e_t and the current individual asset stock a_t . Moreover, since $\Pi_p(\bar{e}_{t+1} | e_t)$ follows a Markov process such that:

$$P(e_{t+1}) = P(e_t) \cdot \Pi_p(\bar{e}_{t+1} | e_t) \quad (10)$$

Then $\{P(e_t)\}_{t=0}^{\infty}$ converges to a unique limit P^* for any initial distribution $P(e_0)$.

Given the convergence of $P(e_t)$ to P^* , the aggregate effective labor supply will also converge to a constant value given by: $\sum_{i=1}^l p_i^* e_i \bar{n}$, from which a normalization is imposed such that: $\sum_{i=1}^l p_i^* e_i = 1$, so the aggregate labor supply is equal to a constant value over time \bar{n} .

Now, given equation (8), the aggregate level of consumption and asset holdings during period t would be, respectively:

$$C_t = \sum_{a_t \in A_t, e_t \in E_t} c(a_t, e_t) \cdot \mu(a_t, e_t) \quad (11)$$

$$A_{t+1} = \sum_{a_t \in A_t, e_t \in E_t} a(a_t, e_t) \cdot \mu(a_t, e_t) \quad (12)$$

2.3 Production

Aggregate output is produced by an identical unit mass of firms in a competitive market according to a Cobb–Douglas production function, which

at an aggregate level can be represented by the following maximization problem:

$$\max_{K_t} \Gamma_t = \max_{K_t} [p_t Y_t - (r_t + \delta) K_t - \omega_t \bar{n}] \quad (13)$$

for all $t = 0, 1, 2, \dots$, subject to:

$$Y_t = K_t^\alpha \bar{n}^{1-\alpha} \quad (14)$$

where p_t is the price of output at time t (normalized to one), K_t is the aggregate stock of capital, \bar{n} is the constant-over-time aggregate supply of labor, $\alpha \in (0, 1)$ is the share of capital in the production set, and $\delta \in [0, 1]$ is the depreciation rate of capital. Moreover, this aggregate output can be used for private consumption C_t , government consumption G_t , and investment into future capital I_t , as follows:

$$Y_t = C_t + I_t + G_t = C_t + (\Delta K_{t,t+1} + \delta K_t) + G_t \quad (15)$$

Since firms are in a perfectly competitive market for the produced good and the factors of production, and in the absence of any aggregate productivity shock, optimal prices in the factors markets at time t are given by:

$$r_t = \alpha \left(\frac{\bar{n}}{K_t} \right)^{1-\alpha} - \delta \quad (16a) \quad \wedge \quad \omega_t = (1 - \alpha) \left(\frac{K_t}{\bar{n}} \right)^\alpha \quad (16b)$$

2.4 Government

Government for every period t in this economy collects taxes τ_c , τ_k and $\tau_{\bar{n}}(e_t)$ over consumption, returns on assets, and labor income, respectively; issues debt B_{t+1} which is a constant proportion of the aggregate output; pays debt from B_t at a competitive after-tax interest rate $(1 - \tau_k)r_t$; and consumes part of the aggregate output G_t which depends on the dynamic of the following budget constraint⁶:

$$B_{t+1} + \tau_k r_t A_t + \omega_t \bar{n} \sum_{e_{t+1} \in E_{t+1}} P(e_{t+1} | e_t) \tau_{\bar{n}}(e_t) = [1 + r_t] B_t + G_t \quad (17)$$

Since we want to evaluate the effects of a change from linear taxation to progressive taxation on labor income, $\tau_{\bar{n}}(e_t)$ will vary depending on the

⁶Notice that, in this economy Government makes no transfer to households. Also, Government's consumption varies over time, so possible ways of increasing tax collection without affecting Government expenditure are analyzed in the experiments.

household's productivity type; therefore, the aggregate labor income tax levy will depend on the income distribution of agents.

2.4.1 The labor tax function

The labor tax function $\tau_{\bar{n}}(e_t)$ is such that, the government's levy from this type of tax must be equal for all different schemes of taxation considered⁷, this is:

$$\tau_{\bar{n}}(e_t) = \begin{cases} \tau_{\bar{n}} & \forall e^l \in \{1, \dots, l\}, & \text{when linear taxation} \\ h(e_i) & \text{for } i = \{1, \dots, l\}, & \text{when progressive taxation} \end{cases} \quad (18)$$

Where,

$$\tau_{\bar{n}} = \sum_{i=1}^l p_i^* h(e_i) \quad \text{with} \quad h(e_i) \in [0, 1], \forall i \in I \quad \text{and} \quad \frac{dh(e_i)}{de_i} > 0 \quad (19)$$

2.5 Equilibrium

Given the maximization problem of households and firms, the government budget constraint, and price setting in the factors markets, we define the stationary equilibrium in this economy, following a labor income tax reform, as follows:

Definition. *Given the implementation of the new government's labor on income tax rate $\tau_{\bar{n}}(e_t)$, the stationary equilibrium in this economy is given by the value function $V(a_t, e_t)$ with sequences of policies $\{c_t(a_t, e_t), a_{t+1}(a_t, e_t), \bar{n}\}_t$ and measures $\{\mu(a_t, e_t)\}_t$, the sequences for Government policies $\{\tau_c, \tau_k, B_t, G_t\}_t$, the sequence of firm policies $\{K_t\}_t$, and the sequence of prices $\{r_t, \omega_t\}_t$, such that:*

- i. *Households' policies solve their maximization problem and achieve values $V(a_t, z_t)$ governed by (7).*
- ii. *Firms' policies maximize their profits according to (16a) and (16b).*

⁷We employed this measure to capture as much as possible the isolated effect of the distribution of taxes (i.e., without affecting the aggregate levy of labor income taxes). Auerbach & Kotlikoff (1987b), Ferriere & Navarro (2022), Guvenen et al. (2014), and Heathcote et al. (2014) are authors that have proposed alternative measures when comparing between linear and progressive tax schemes.

- iii. *Government's budget constraint given by (17) holds.*
- iv. *Good market clears according to (14), where C_t is given by (11).*
- v. *Assets markets clear according to:*

$$A_t = K_t + B_t, \quad \text{where } A_t \text{ is given by (12).}$$

- vi. *The measure $\mu(a_t, e_t)$ evolves consistently with (8), (9a), and (9b); and μ^* is the fixed point for (8).*

2.6 Calibration

A period in this model corresponds to a year and the calibration target pursues to characterize the Nicaraguan economy in 2014. Table 1 summarizes all the fixed and calibrated parameters used in the model. For the good and factors markets, we set the supply of labor \bar{n} equal to 1/3 according to Ferriere & Navarro (2022) and the standard literature. The share or elasticity of capital in the production function is set to 0.36 and the depreciation rate to 0.06, which are values extensively used in standard literature.

For households' preferences, the risk aversion parameter γ is set to be equal to one, so a logarithmic utility function is implied. The discount factor β depends on the productivity of every household⁸ (therefore, on their income level) and is equal to 0.9797 on average, so that, the after-capital-tax interest rate target is set to equalize that 1.8% found by Largaespada Fernández & Brenes Narváez (2023). The interest rate target, together with the level of capital's share and depreciation rate, ensures a capital-to-output ratio⁹ of around 4.44, which is near to the value reported by Alvarado (2021).

For the Government, proportional taxes on asset returns and consumption are set to a level of 0.15, representing the average value according to the Nicaraguan taxation law¹⁰. The debt-to-GDP ratio is fixed to a constant

⁸We opted for different discount factors to reflect the differences in Marginal Propensities to Consume that have been extensively discussed in the standard literature of Macroeconomic Analysis with Heterogeneous Agents. For more references, one can see Ferriere & Navarro (2022); Kopiec (2022); Krueger et al. (2013); Pikett & Saez (2003), among others.

⁹Since $\frac{K_t}{Y_t} = \left(\frac{K_t}{\bar{n}}\right)^{1-\alpha}$ and condition (14a) holds, therefore: $\frac{K_t}{Y_t} = \frac{\alpha}{r_t + \delta}$.

¹⁰See Law No. 822, "Ley de Concertación Tributaria."

proportion of 55%, reflecting the average public debt level between 2007 and 2014, as reported by SECMCA (2024).

The initial progressive tax system is characterized by low-productivity agents not paying taxes, and medium and high-productivity agents paying tax rates of 20% and 30%, respectively. When the government moves to a linear taxation system, tax on labor income is restructured in a way the total revenue collected remains the same. Moreover, under the new linear tax scheme, tax rate becomes fixed and equal to 19.58% for all agents in the economy, ensuring that the overall tax burden is distributed uniformly.

2.6.1 Labor Productivity Process

Households receive every period an uninsurable and idiosyncratic productivity shock, which is the source of heterogeneity for this economy. The process employed in this model follows the proposal of [Domeiji & Heathcote \(2004\)](#) due to its simplicity, the consistency with empirical estimates for transition dynamics on income process, and the characteristic that it allows us to closely resemble the distribution of consumption for Nicaragua in 2014.

This process consists of a set E of three elements¹¹ $\{e_1, e_2, e_3\}$ following a transition matrix $\Pi_{p,3 \times 3}$ such that:

$$\Pi_p = \begin{bmatrix} \Pi_{11} & 1 - \Pi_{11} & 0 \\ \frac{1 - \Pi_{22}}{2} & \Pi_{22} & \frac{1 - \Pi_{22}}{2} \\ 0 & 1 - \Pi_{33} & \Pi_{33} \end{bmatrix} \quad (20)$$

Where the probability of upgrading from e_1 to e_2 is equal to the probability of degrading from e_3 to e_2 , this is: $p(e_{t+1}^2 | e_t^1) = p(e_{t+1}^2 | e_t^3) = 1 - \Pi_{11}$. Moreover, it is also assumed that households cannot move directly from low productivity to high productivity or vice versa, and the probability of moving from medium productivity to any other productivity level is the same. All this, so the number of parameters is reduced.

Given the assumptions above-mentioned and the previous normalization of the average productivity equal to one (i.e., $\sum_{i=1}^l p_i^* e_i = 1$), the number of

¹¹[Domeiji & Heathcote \(2004\)](#) found in their study of the US economy that three elements were the smallest possible number of states able to resemble closely the overall wealth concentration and the small (but positive) fraction of wealth for the 40% poorest share of the population.

free parameters in this transition is four: Π_{11} , Π_{22} , and two of the elements in E .

To be consistent with the empirical estimates for the transition dynamic on income process in Nicaragua, we impose two restrictions for the Markov process of Π_p , these are: the persistence parameter for labor earnings and its variance¹² are equal to 0.8747 and 0.0747, respectively. These values were estimated specifically for the Nicaraguan economy by Flores Sarria (2013), who constructed a production function based on Nicaraguan data of GDP and labor force and, from such function, derived the persistence process for productivity.

The last two restrictions required to match the number of free parameters seek to resemble closely the distribution of consumption in the Nicaraguan economy for 2014¹³. The first restriction is the Gini coefficient, and the second is the aggregate consumption for the two poorest quintiles of the population. A more detailed description of the calibration procedure, so the delivered parameters of the transition process satisfy the four criteria above imposed, is provided in the Appendix, Section A2.

The comparison between our calibrated model before any reform in tax on labor income and the observed distribution of Consumption for the Nicaraguan economy in 2014 is presented in Table 2. In addition to simulating well the Gini coefficient and the aggregate consumption held by the 40% poorest fraction of the population, the calibrated model also resembles closely the aggregate fraction of consumption held by the third and fourth quintile of the population together as a whole, and the fraction held by the top 20%.

The calibration procedure in our model, in contrast to the ones in Domeiji & Heathcote (2004) and Heathcote (2005), is characterized by a loss of accuracy in resembling the level of consumption held by the top 20% in exchange for a gain of accuracy in resembling the income and wealth distribution in the Nicaraguan economy for 2014¹⁴. We set this target since the objective of

¹²In our model, both parameters are measured by the productivity component e_t .

¹³Following Domeiji & Heathcote (2004), the first criterion ensures a realistic distribution compared to that observed for Nicaragua, while the second criterion is designed to capture the bottom tail of the wealth distribution so one can draw conclusion of the effect of redistribution on this segment of the population.

¹⁴As observed in Table 2, the top 20% owns 52.5% of the total consumption in observed data, while our model estimates 46.3%. In comparison, Domeiji & Heathcote (2004) and

TABLE 1: Values of parameters calibration

Parameter	Name	Value	Target/Source
γ	Risk aversion	1.0	Standard literature
\bar{n}	Labor supply	1/3	Ferriere & Navarro (2022)
β	Discount factors	0.9520 0.9801 0.9980	Interest rate $r = 1.79\%$
α	Capital's share	0.36	Standard literature*
δ	Depreciation rate	0.06	Domeiji & Heathcote (2004)
τ_k	Assets income tax rate	0.15	Law No. 822, Ley de Concertación Tributaria
τ_c	Consumption tax rate	0.15	Law No. 822, Ley de Concertación Tributaria
τ_n	Labor income tax rate	[0, 0.2, 0.3]	Law No. 822, Ley de Concertación Tributaria
B_t/Y_t	General debt to GDP ratio	0.55	SECMCA (2024)
Productivity process			
ρ_e	Persistence in the productivity process	0.8747	Flores Sarria (2013)
σ_e^2	Variance in the productivity process	0.0747	Flores Sarria (2013)
e_1	High productivity	9.4930	Gini coefficients for consumption distribution of around 38% and for income distribution of around 46.2%
e_2	Medium productivity	0.6447	
e_3	Low productivity	0.2560	
Π_1	Persistence of low productivity	0.9220	
Π_2	Persistence of medium productivity	0.9929	
Π_3	Persistence of high productivity	0.9220	

Notes: * See, e.g., Domeiji & Heathcote (2004); Ferriere & Navarro (2022); Trabandt & Uhlig (2011).

Source: Authors' calculation .

TABLE 2: Distributional properties of the baseline steady state

Distribution of the consumption	Source	
	Observed data for Nicaragua in 2014*	Estimation of our baseline Model
0% – 40%	0.240	0.2246
41% – 80%	0.235	0.3125
Top 20%	0.524	0.4629
Gini Index	Source	
	Observed data for Nicaragua in 2014	Estimation of our baseline Model
Consumption*	0.38	0.358
Income**	0.46	0.4162
Wealth***	0.712	0.720

Source: *INIDE (2014), **World Bank, and ***World Inequality Database.

this model is to analyze the effects of a change in the scheme on as many variables as possible.

3 Results

In this section, we perform quantitative experiments to analyze the effects of a change in the current tax on income labor scheme over the aggregate variables and distribution of agents in this economy. More specifically, the performed experiments analyze the effects of a change from a progressive tax rate, where low-productivity households don't pay taxes on labor income, and medium and high-productivity households pay respective tax rates of 20% and 30%.

In the first experiment, the government decides to change the levy tax scheme to an equally proportional tax rate on labor income for all households (i.e., a change from progressivity to linearity). On the other hand, the second experiment analyzes the effect of a higher tax burden on households characterized by low-productive agents paying a tax rate of 5% and medium-productive agents paying a higher tax rate equal to 21%, *ceteris paribus*.

The first experiment evaluates the effectiveness of the current progressive taxation system in reducing inequality in the country. The second experiment pursues to highlight the effects of the rigidity of the current tax scheme on labor income, considering the evolution of nominal wages versus real wages. The solution method approach employed for solving the steady states and the transition dynamic for these experiments is discussed in detail in the Appendix, Section A.3.

3.1 Effects of a change to Linear Taxation

As mentioned in the previous section, the economy before any change is in its initial steady state with a progressive tax rate on labor income where low-productivity households do not pay taxes, and medium

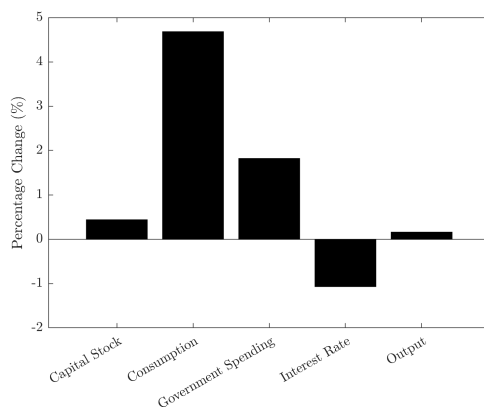
Heathcote (2005) the estimated results for the top 20% are 83.7 and 83.9, respectively, and for an observed-in-data value of 79.5 for both papers. In contrast, when comparing the distribution of income, in both papers the reported Gini coefficients are 0.21 and 0.25, respectively, while the observed-in-data value of such coefficient was 0.6. In our model estimations, the income Gini coefficient is 0.4162, which is closer to the 0.46 value reported in Nicaragua for 2014.

and high-productivity households pay respective tax rates of 20% and 30%. The change in this first experiment is such that, given the new redistribution of this taxation scheme, the aggregate levy stays the same independently. To address this fact properly, the linear tax rate equals the stationary-distribution-weighted average of the set of progressive tax rates; this is 19.58%.

Figures 1 to 5 summarize the main results from running the first experiment. In general, and in line with [Auerbach & Kotlikoff \(1987b\)](#), the results point out the existence of a tradeoff between the reduction of inequality (in this case, through the prevalent progressive taxation scheme) and the production level in the economy.

Figure 1 presents the relative changes in the main aggregate variables of the economy in response to a change in the tax scheme for labor income. As observed in the figure, the most affected variable by the linearity policy is total consumption, which, once it reaches the new equilibrium, increases by 4.7% due to the higher disposable income of more productive agents that positively affects their saving decisions.

FIGURE 1: Effect of Linear Taxation on Aggregate Variables



Source: Own elaboration.

Another significantly affected variable by a change from progressivity to linearity is government spending, which increases by 1.82% potentially driven by higher revenue from taxes on consumption. For the real interest rate after taxes, this slightly decreases from 1.79% to 1.77%, which,

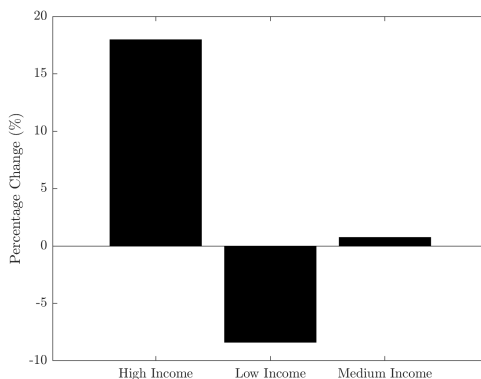
combined with the increase in income for higher productive agents, leads to a 0.44% higher level of capital stock.

Regarding output and wages, these variables experience an equal and lower increase compared to the previously mentioned variables (around 0.15%). Moreover, the relative effect on these variables is the same due to the assumption of an inelastic labor supply and the Cobb–Douglas technology, so from now on, we focus the following discussion on output and imply that wages behave in the same way.

From Figure 1 one can highlight the difference in growth between aggregate consumption and output due to the change in the prevalent labor income tax scheme. This difference suggests that changing the current progressive tax system to a linear one is not that effective when aiming for a policy of economic growth, since the positively affected households use this extra income more on consumption rather than savings.

To analyze in more detail the effect on households' decisions, Figure 2 shows the relative changes in consumption grouped by income level. Low-income agents reduced their consumption by 8.4% due to their reduction of almost 20% in their disposable income. Medium-income agents slightly increase their consumption by 0.75%; however, high-income agents have a significantly high increase of 17.97% due to the higher disposable income they get with the linearization of the tax system.

FIGURE 2: Effect of Linear Taxation on Consumption by Income Level

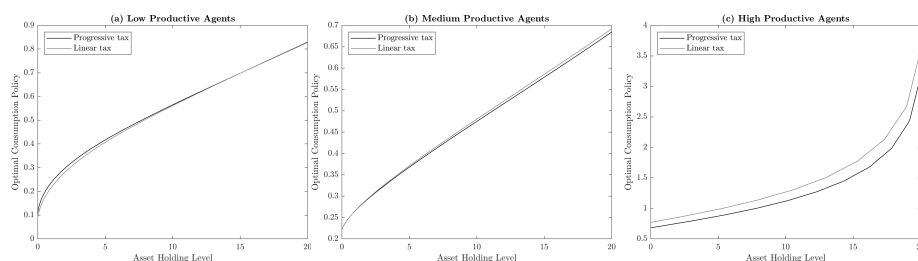


Source: Own elaboration.

The high increase in aggregate consumption is primarily driven by high-income agents, whose increased spending more than offsets the reductions observed among low-income agents. When considering disposable income, high-productive agents benefitted from the linear tax scheme, realizing approximately 14.3% more disposable income compared to the progressive scheme. Notably, their consumption rose by an even greater percentage, indicating that nearly all the additional income was allocated towards consumption rather than savings.

Figure 3 shows the optimal policy decision for consumption under both types of taxation schemes. The results are straightforward and identical to those analyzed in Figure 2; however, in Figure 3, an interesting behavior can be highlighted, this is: For low-productive agents, who experience a reduction in their disposable income, the higher effects in consumption responses are concentrated in the poorest share of the population; while for medium and high-productive, who experience an increase in their disposable income, the higher effects in consumption responses are concentrated in the richest share of the population.

FIGURE 3: Optimal Consumption Policy for Households



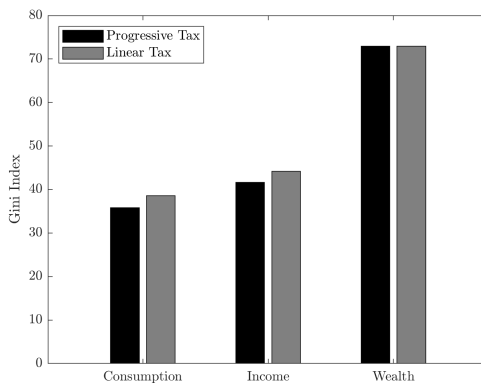
Source: Own elaboration.

This behavior across all agents in the economy reflects an exacerbation of the inequality conditions for consumption in Nicaragua when substituting the current progressive tax system for a linear scheme. In other words, given the conditions of the Nicaraguan economy, a progressive tax scheme is appropriate to reduce the differences in the consumption capacities of the population.

In addition, Figure 4 shows the effects of linear taxation on the inequality for consumption, income, and wealth. For consumption and income, the

inequality conditions increased by 7.53% and 6.16%, respectively. On the other hand, the effect on wealth distribution seems to be non-significant since a decrease of 0.03% was reported.

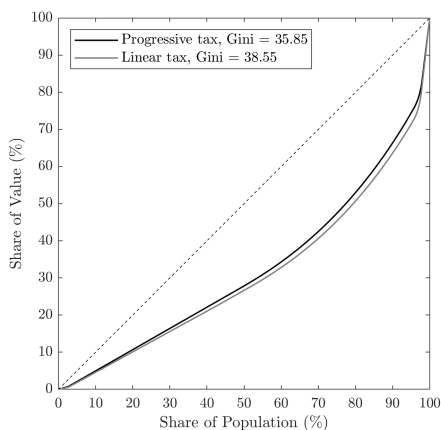
FIGURE 4: Effect of Linear Taxation on Inequality Levels



Source: Own elaboration.

Figure 5 shows the Lorenz Curves for the inequality distribution in consumption considering the two different tax schemes. From the figure, one can observe that consumption inequality effectively increases when a linear tax scheme is implemented, and around 90% of the total population gets a smaller share of the aggregate consumption.

FIGURE 5: Lorenz Curve of Inequality for Consumption



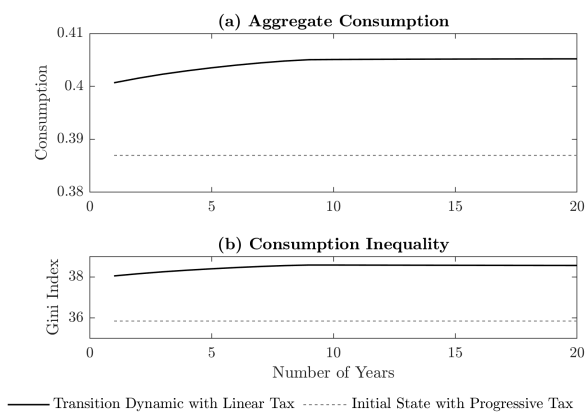
Source: Own elaboration.

3.2 Transition dynamics: a tax reform

This subsection presents the results of the transition dynamic from the initial steady state with a progressive tax scheme to the new steady state, after the government announces the unexpected change to a linear tax scheme. The results of this transition from the moment the change is announced until the economy reaches its new equilibrium are summarized in Figures 6 and 7.

Figure 6(a) shows the transition for aggregate consumption, this variable immediately jumps up from its initial steady state level of 0.387 to 0.401 due to the immediate response of a higher disposable income for medium and high-productive agents. The consumption level increases little by little as the capital stock starts gradually cumulating until it reaches a new steady state level of 0.4051 in a window of 10 years. The dynamic of consumption inequality in Figure 6(a) is similar to that of aggregate consumption and it takes 8 to 9 years to reach the new steady state.

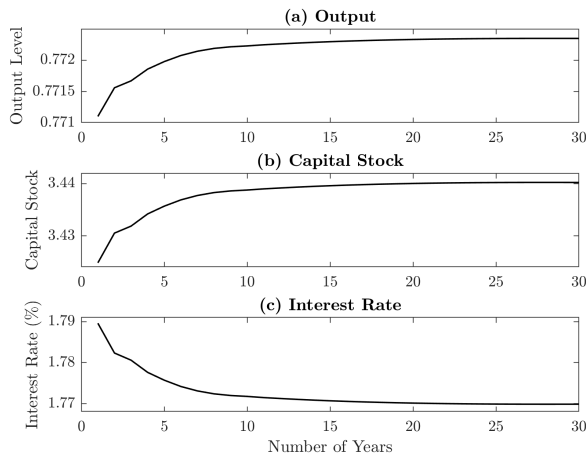
FIGURE 6: Transition Dynamic for Consumption



Source: Own elaboration.

Regarding the rest of the aggregate variables, Figure 7 presents the dynamic transition for output, capital stock, and interest rate. In contrast to the dynamic for consumption, these variables slowly increase to their new steady state levels, and they take more years to converge; nevertheless, during the first ten years, all the variables have reached at least 90% of the new steady state level.

FIGURE 7: Transition Dynamic for Aggregate Variables



Source: Own elaboration.

3.3 Effects of a Fixed Nominal Tax Scheme

The Nicaraguan progressive taxation system has been fixed in its annual nominal wage ranges since 2012. Table 3 shows how progressivity is applied according to ranges of nominal labor income, where the poorest share of the labor force pays no taxes, and the rest of the labor force pays tax rates from 15% to 30% on the income excess over the previous category.

TABLE 3: Income Tax Brackets for Annual Income

Tax Brackets		Base Fee C\$	Tax Rate	Over the excess of C\$
From C\$	Up to C\$			
0.00	100,000.00	0.00	0	0.00
100,000.01	200,000.00	0.00	15%	100,000.00
200,000.01	350,000.00	15,000.00	20%	200,000.00
350,000.01	500,000.00	45,000.00	25%	350,000.00
500,000.01	-	82,500.00	30%	500,000.00

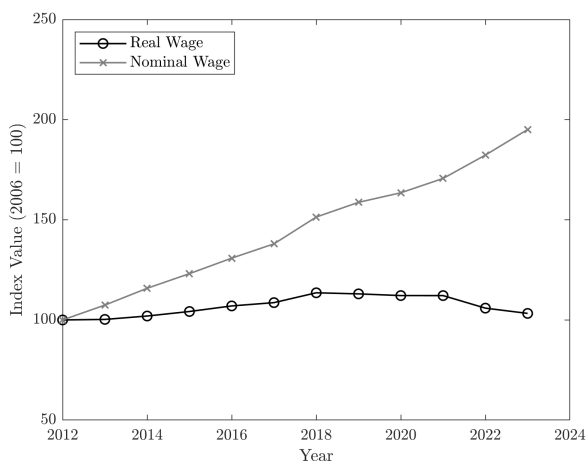
Source: Ley de Concertación Tributaria, Nicaragua.

While this taxation system has been fixed to a nominal structure, significant issues emerge when analyzing the evolution of real wages versus nominal wages. As shown in Figure 8, nominal wages have nearly doubled since the taxation law was last updated in 2012, whereas the real wages have

remained at the same level as in 2012. This discrepancy implies that low and medium-productivity agents are eventually forced to pay higher tax rates without necessarily experiencing an actual increase in their real wages.

Nominal rigidity in the taxation structure leads to a situation in which all agents in the economy, but those who are at the top category in Table 3 (high-income agents in our model), lose a share of their disposable income¹⁵, which consequently translates into an exacerbation of the inequality conditions for income and consumption.

FIGURE 8: Evolution of Average Wages: Real versus Nominal



Source: Own elaboration.

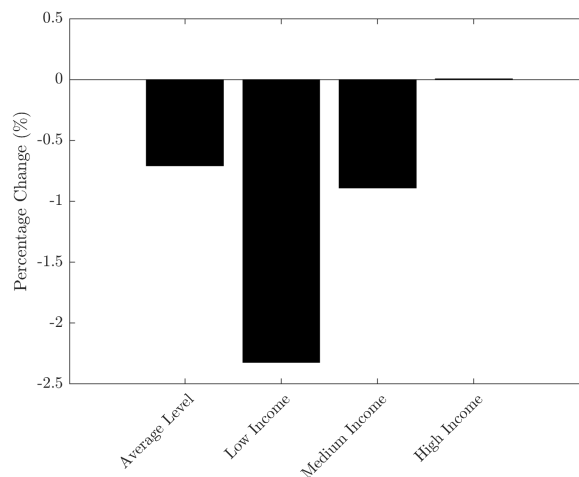
To address the effects of this issue, we conducted a second experiment in which we increased taxes for low and medium-productivity agents. This scenario mirrors the current situation in Nicaragua, where nominal tax rigidity translates into higher taxes paid by agents when they haven't experienced a real increase in their labor income. Specifically, we raise the tax rate for low-income agents from 0 to 5 percent, and for medium-income agents from 20 to 21 percent.

Figure 9 illustrates the relative change in consumption among the different types of agents, as a response to a higher tax burden resulting from invariant

¹⁵For instance, an average agent who used to earn in nominal terms C\$ 90,000 per year, currently earns around C\$ 180,000 per year and pays 15% of the excess (C\$ 80,000) in taxes; however, in real terms, the wage the agent used earn in 2012 hasn't changed.

real wages. The results point out a decrease in the average consumption of 0.71%, as a significant share of the income is now allocated to pay the higher taxes. This shift is higher among low and medium-productivity workers, whose consumption decreases by 2.31% and 0.89%, respectively. On the other hand, high-productivity agents experienced no effect since they were not affected by the fixed nominal taxation structure.

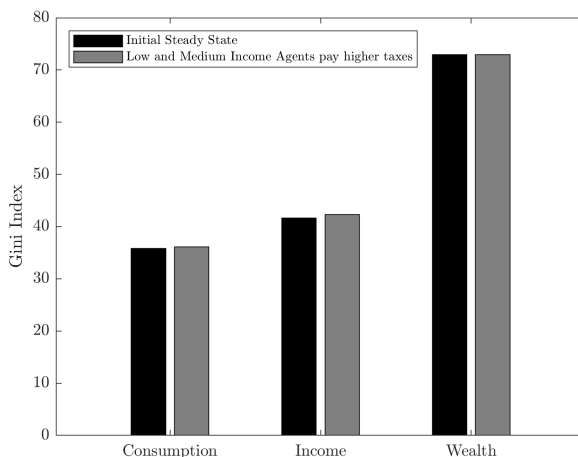
FIGURE 9: Effects on Consumption of a Higher Tax Burden (Agents with low and median income pay higher taxes)



Source: Own elaboration.

When analyzing the effects of this rigidity on inequality conditions illustrated in Figure 10, one can observe a similar increase in both the inequality for consumption and income, while the wealth distribution remains invariant. These results highlight the need for a more flexible tax system that addresses the growth disparities between nominal and real labor income, which have severe implications in terms of redistribution and might attenuate the positive effects of the current progressive taxation system on inequality.

FIGURE 10: Effects on Inequality of a Higher Tax Burden (Agents with low and median income pay higher taxes)



Source: Own elaboration.

4 Conclusions

This research examined the effects of changes in the current tax scheme on labor income in Nicaragua, a system characterized by its progressive structure. Our study aimed to provide a comprehensive evaluation of the current taxation framework's effectiveness in mitigating inequality and its broader economic implications.

Firstly, we evaluated the effectiveness of the current progressive tax scheme in reducing inequality by analyzing the effects of transitioning to a linear taxation model. Our findings revealed significant insights into how such a shift would impact different income groups and the overall economic panorama. Secondly, we assessed the implications of the fixed nature of the current taxation structure on labor income by examining the effects of increasing the tax rate for low and medium-income agents. This analysis was conducted to understand better the potential benefits and drawbacks of adjusting tax rates within the existing context.

The analysis was properly conducted using a Calibrated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model with Heterogeneous Agents (HADSGE). This model was meticulously calibrated to accurately reflect the Nicaraguan economy's characteristics in 2014, particularly its aggregate components

and distribution of consumption across all households.

The principal conclusion of our analysis is that the current tax scheme on labor income in Nicaragua is effective in reducing inequality in both consumption and income. Relative to a linear tax scheme on labor income, inequality in consumption and income would be 7.53% and 6.16% higher, respectively. Nevertheless, this structure must undergo periodic updates to account for the discrepancies between the evolution of real and nominal wages. Such updates would ensure that the system fully leverages the positive effects of progressivity on income and consumption redistribution.

Moreover, our study indicates that when the government implements an unannounced change from progressive to linear taxation, the economy's aggregate variables, such as capital stock, output, and wages, experience minimal changes. However, there is a considerable increase in aggregate consumption and its inequality levels. This tradeoff between economic efficiency and inequality conditions highlights the critical importance of maintaining progressive taxation structures, particularly in economies with characteristics similar to those of Nicaragua.

References

- Acevedo, I. (2011), Impacto de las reformas tributarias en Nicaragua, Technical Report 20, Banco Central de Nicaragua. Documento de Trabajo.
- Aiyagari, S. R. (1994), ‘Uninsured idiosyncratic risk and aggregate saving’, *Quarterly Journal of Economics* **109**(3), 659–684.
- Alvarado, W. A. M. (2021), ‘Hechos estilizados de la economía nicaragüense’, *Revista de Economía y Finanzas BCN Vol.*
- Auerbach, A. J. & Kotlikoff, L. J. (1987a), Introduction, in ‘Dynamic Fiscal Policy’, Cambridge University Press, pp. 1–15.
- Auerbach, A. J. & Kotlikoff, L. J. (1987b), Progressive taxation, in ‘Dynamic Fiscal Policy’, Cambridge University Press.
- Bewley, T. F. (1986), Stationary monetary equilibrium with a continuum of independently fluctuating consumers, in ‘Contributions to Mathematical Economics in Honor of Gerard Debreu’, North-Holland.
- Carroll, C. D. (2006), ‘The method of endogenous gridpoints for solving dynamic stochastic optimization problems’, *Economics Letters* **91**(3), 312–320.
- Domeij, D. & Heathcote, J. (2004), ‘On the distributional effects of reducing capital taxes’, *International Economic Review* **45**(2), 523–554.
- Ferriere, A. & Navarro, G. (2022), The heterogeneous effects of government spending: It’s all about taxes, Working paper, Federal Reserve Board.
- Flodén, M. & Lindé, J. (2001), ‘Idiosyncratic Risk in the U.S. and Sweden: Is There a Role for Government Insurance?’, *Review of Economic Dynamics* **4**(2), 406–437.
- Flores Sarria, A. I. (2013), Perturbaciones internas y externas en pequeñas economías abiertas: Un análisis de equilibrio general para el caso de Nicaragua (1994–2011), Technical Report 127, Banco Central de Nicaragua. Documentos de Trabajo.
- Güvenen, F., Kuruscu, B. & Ozkan, S. (2014), ‘Taxation of human capital and wage inequality: A cross-country analysis’, *Review of Economic Studies* **81**, 818–850.

- Gámez, O. (2010), Modelo de Equilibrio General Computable para Nicaragua, Technical Report 14, Banco Central de Nicaragua. Documentos de Trabajo.
- Heathcote, J. (2005), 'Fiscal policy with heterogeneous agents and incomplete markets', *Review of Economic Studies* .
- Heathcote, J., Storesletten, K. & Violante, G. L. (2014), Optimal tax progressivity: An analytical framework, Working paper.
- Heathcote, J., Storesletten, K. & Violante, G. L. (2016), Optimal tax progressivity: An analytical framework, Working paper.
- Heckman, J., Lochner, L. & Taber, C. (1998), 'Explaining Rising Wage Inequality: Explorations with a Dynamic General Equilibrium Model of Labor Earnings with Heterogeneous Agents', *Review of Economic Dynamics* **1**(1), 1–58.
- Huggett, M. (1993), 'The Risk-Free Rate in Heterogeneous-Agent Incomplete-Insurance Economies', *Journal of Economic Dynamics and Control* **17**, 953–970.
- Kopiec, P. (2022), 'The Government Spending Multiplier in the Heterogeneous Agent New Keynesian Model', *European Economic Review* **145**, C.
- Kopiec, P. (2023), 'Macroeconomics and Household Heterogeneity: Algorithms'.
- Krueger, D., Mitman, K. & Perri, F. (2013), 'Optimal Progressive Labor Income Taxation and Education Subsidies When Education Decisions and Intergenerational Transfers Are Endogenous', *American Economic Review* **103**(3).
- Largaespada Fernández, R. & Brenes Narváez, A. (2023), Estimación de la tasa de interés natural para la economía nicaragüense, Technical report, Banco Central de Nicaragua. Documento de Trabajo.
- Martorano, B. (2018), 'Taxation and Inequality in Developing Countries: Lessons from the Recent Experience of Latin America', *Journal of International Development* **30**(2), 256–273.
- Piketty, T. & Saez, E. (2003), 'Income Inequality in the United States, 1913 to 1998', *Quarterly Journal of Economics* **108**(1), 1–58.

Secretariat of the Central American Monetary Council (2024), ‘Database of SECMCA’.

Trabandt, M. & Uhlig, H. (2011), ‘The Laffer curve revisited’, *Journal of Monetary Economics* .

A Appendix

A.1 Solution to the Household maximization problem

Consider the optimal value function $V(a_t, z_t)$ which is the unique solution to the following Bellman equation:

$$V(a_t, z_t) = \max_{a_{t+1}} \left\{ U(z_t - a_{t+1}) + \beta \mathbb{E}_{e_{t+1}|t} [V(a_{t+1}, z_{t+1})] \right\} \quad (\text{a1})$$

Subject to:

$$(1 + \tau_k)c_t + a_{t+1} = [1 + (1 - \tau_k)r_t] a_t + (1 - \tau_{\bar{n}}(e_t)) \omega_t e_t \bar{n} \quad (\text{a2})$$

$$a_{t+1} \geq 0 \quad (\text{a3})$$

With:

$$z_t = [1 + (1 - \tau_k)r_t] a_t + (1 - \tau_{\bar{n}}(e_t)) \omega_t e_t \bar{n} \quad (\text{a4})$$

The First Order Conditions for a_{t+1} are such that:

$$\forall t : \quad \frac{\partial V(a_t, z_t)}{\partial a_{t+1}} = -\frac{\partial U(z_t - a_{t+1})}{\partial a_{t+1}} + \beta \mathbb{E}_{e_{t+1}|t} \left[\frac{\partial V(a_{t+1}, z_{t+1})}{\partial a_{t+1}} \right] = 0 \quad (\text{a5})$$

Therefore:

$$\forall t : \quad \frac{\partial U(z_t - a_{t+1})}{\partial a_{t+1}} = \beta \mathbb{E}_{e_{t+1}|t} \left[\frac{\partial V(a_{t+1}, z_{t+1})}{\partial a_{t+1}} \right] \quad (\text{a6})$$

Moreover, by the Envelop Theorem and given (a4), equation a1 is equivalent to:

$$\forall t : \quad \frac{\partial V(a_t, z_t)}{\partial a_t} = \frac{\partial U(z_t - a_{t+1})}{\partial a_t} * (1 + (1 - \tau_k)r_t) \quad (\text{a7})$$

From (a6) and (a7), the following Euler equation for all t can be defined as:

$$\frac{\partial U(z_t - a_{t+1})}{\partial a_{t+1}} = \beta \mathbb{E}_{e_{t+1}|t} \left[(1 + (1 - \tau_k)r_{t+1}) * \frac{\partial U(z_{t+1} - a_{t+2})}{\partial a_{t+1}} \right] \quad (\text{a8})$$

Which, given the MRS between c_t and a_{t+1} in (a2), is equivalent to:

$$\frac{\partial U(c_t)}{\partial c_t} = \beta \mathbb{E}_{e_{t+1}|t} \left[(1 + (1 - \tau_k)r_{t+1}) \frac{\partial U(c_{t+1})}{\partial c_{t+1}} \right] \quad (\text{a9})$$

A.2 Calibration of the productivity process

This subsection is based on the proposal of Domeiji & Heathcote (2004). Consider the following AR(1) process for labor productivity:

$$\ln e_{t+1} = \rho \ln e_t + \varepsilon_t \quad (\text{a10})$$

Where:

$$\rho = \frac{\text{Cov}(\ln e_{t+1}, \ln e_t)}{\text{Var}(\ln e_t)} \quad (\text{a11.1})$$

$$\text{Var}(\ln e_t) = \frac{\sigma^2}{1 - \rho^2} \quad (\text{a11.2})$$

The goal is to approximate (a10) by employing a three-state Markov chain, given the four conditions and the four free parameters defined in section 2.6.1. Given the symmetry of the matrix Π_p , the invariant vector $P^* = \{p_1, p_2, p_3\}$ possesses the following properties:

$$p_1 = p_3 \quad (\text{a12.1})$$

$$p_2 = 1 - 2p_1 \quad (\text{a12.2})$$

Given the two previous properties and the Markov process defined in 10, parameters Π_{11} and Π_{22} are related as follows:

$$p_1 = p_1(\Pi_{11}) + p_2 \left(\frac{1 - \Pi_{22}}{2} \right) \quad (\text{a13})$$

Therefore:

$$\Pi_{22} = \frac{p_2 - 2p_1(1 - \Pi_{11})}{p_2} \quad (\text{a14})$$

From now on, let us set p_1 and e_2 to exogenous and fixed values such that, on average, they seek to resemble the two conditions regarding the consumption distribution of the Nicaraguan economy in 2014. Given the symmetry of Π_p and the fixed value of p_1 , p_2 and p_3 can be easily derived; therefore, the goal is to estimate the values for Π_{11} , e_1 , and e_3 so the AR(1) process defined by (a10) is conserved.

From (a10), the following equations can be derived:

$$\overline{\ln e} = \sum_i p_i \ln e_i = p_1 \ln e_1 + p_2 \ln e_2 + p_3 \ln e_3 = 0 \quad (\text{a15.1})$$

$$\begin{aligned}\text{Var}(\ln e) &= \sum_i p_i (\ln e_i - \overline{\ln e})^2 = \sum_i p_i (\ln e_i)^2 \\ &= p_1 (\ln e_1)^2 + p_2 (\ln e_2)^2 + p_3 (\ln e_3)^2\end{aligned}\quad (\text{a15.2})$$

$$\begin{aligned}\text{Cov}(\ln e_{t+1}, \ln e_t) &= \sum_i p_i (\ln e_{i,t} - \overline{\ln e})(\ln e_{i,t+1} - \overline{\ln e}) \\ &= \sum_i p_i (\ln e_{i,t})(\ln e_{i,t+1})\end{aligned}\quad (\text{a15.3})$$

Now, from equation (a15.1), the value for e_3 can be estimated as follows:

$$\ln e_3 = -\frac{p_1 \ln e_1 + p_2 \ln e_2}{p_1} \quad (\text{a16})$$

Regarding the value of e_1 , let us equal the variances from (a11.2) and (a15.2) so that the following equation is derived:

$$\frac{\sigma^2}{1 - \rho^2} = p_1 (\ln e_1)^2 + p_2 (\ln e_2)^2 + p_3 (\ln e_3)^2 \quad (\text{a17.1})$$

Which, by substituting (a16) in, delivers the following quadratic equation for $\ln e_1$:

$$2(\ln e_1)^2 + \frac{2p_2^2}{p_1} \ln e_2 (\ln e_1) + \left[\frac{p_2}{p_1} \left(1 + \frac{p_2}{p_1} \right) (\ln e_2)^2 - \frac{\sigma^2}{(1 - \rho^2)p_1} \right] = 0 \quad (\text{a17.2})$$

Therefore, the value of e_1 is given by the solution of (a17.2) through the relevant root for the general quadratic formula, that is:

$$\ln e_1 = \frac{-\frac{2p_2^2}{p_1} \ln e_2 - \sqrt{\left(\frac{2p_2^2}{p_1} \ln e_2 \right)^2 - 4(2) \left(\frac{p_2}{p_1} \left(1 + \frac{p_2}{p_1} \right) (\ln e_2)^2 - \frac{\sigma^2}{(1 - \rho^2)p_1} \right)}}{2(2)} \quad (\text{a17.3})$$

Finally, to obtain the last free parameter, let us substitute (a15.2) and (a15.3) in (a11.1), such that:

$$\rho = \frac{\sum_i p_i (\ln e_{i,t})(\ln e_{i,t+1})}{\sum_i p_i (\ln e_i)^2} = \frac{\sum_i p_i (\ln e_{i,t}) (p(e_{t+1}^i | e_t^i) \ln e_{i,t} + \varepsilon_{t+1})}{\sum_i p_i (\ln e_i)^2}$$

Equating the autocorrelation of the discrete and continuous processes for the log productivity implies that:

$$\rho = \Pi_{11} - \frac{(1 - \Pi_{11})(\ln e_2)^2}{\sum_i p_i (\ln e_i)^2}$$

Where the variance can be expressed as in (a11.2), such that:

$$\rho = \Pi_{11} + \frac{(1 - \rho^2)(\Pi_{11} - 1)(\ln e_2)^2}{\sigma^2}$$

And therefore,

$$\Pi_{11} = \frac{\rho + \frac{(1-\rho^2)(\ln e_2)^2}{\sigma^2}}{1 + \frac{(1-\rho^2)(\ln e_2)^2}{\sigma^2}} \quad (\text{a18})$$

A.3 Solution Algorithm

This subsection explains the algorithm employed to find the steady states of the proposed model and the transition dynamic between two different steady states.

Steady-state solution:

- a. Guess the value of the aggregate capital stock K_t and –implicitly– the values for the aggregate output Y_t , the salary rate ω_t , and the interest rate r_t .
- b. Solve for the households' maximization decisions considering the corresponding tax scheme. For this solution, we employed the Endogenous Grid points Method (EGM) algorithm proposed by [Carroll \(2006\)](#), and as in [Kopiec \(2023\)](#).
- c. Given the consumption and saving policies, simulate the economy to generate a stationary distribution for asset holdings.
- d. Set the value of the Government's total expenditure G_t , so the Government budget constraint holds given the outcomes, policy functions, and distribution in the economy.
- e. Check if the clear assets' market condition holds ($A_t = K_t + B_t$).
- f. If the previous condition does not hold, adjust the level of K_t and repeat the initial step until $A_t = K_t + B_t$ holds.

Transition dynamic solution:

- a. Set the new value for the linear labor income tax rates according to (16). The assumption is that this change is announced before any decision from households is made in the first period.
- b. Assume that, given the change in the labor income tax scheme, the economy converges to a new steady state in period T . In this step, we find the new steady state according to the *Steady-state solution* and we set the optimal values for K_t and the consumption policy as the fixed values in time T .
- c. Set an initial guess for the sequence of capital stock $\{K_t\}_{t=1}^T$ during the whole transition. Where K_1 is the capital stock in the baseline steady state and K_T is the capital stock in the new steady state.
- d. Set $c(T, a_T, e_T)$ as the optimal policy function associated with the new steady state and $\mu(1, a_1, e_1)$ as the optimal distribution of agents associated with baseline steady state.
- e. Backward iteration:
 - i. Use the EGM algorithm to compute $c(t, a_t, e_t)$ for all $t \in \{1, 2, \dots, T-1\}$.
 - ii. Initiate in $T-1$, where the capital stock of today is K_{T-1} and capital stock in the next period is K_T .
 - iii. Estimate the expected interest rate according to K_T and the interest rate r_{T-1} , wage rate ω_{T-1} and output Y_{T-1} of today according to K_{T-1} .
 - iv. Find the consumption policy in $T-1$ using the Euler equation and the EGM algorithm for r_{T-1} , ω_{T-1} and $c(T, a_T, e_T)$.
 - v. Estimate the saving policy in $T-1$ associated with $c(T-1, a_{T-1}, e_{T-1})$.
 - vi. Move to $T-2$, where the capital stock of today is K_{T-2} and capital stock in the next period is K_{T-1} . Repeat the steps from iii to v.
 - vii. Continue moving backward until find the consumption and saving policies ($c(t, a_t, e_t)$) and $a(t, a_t, e_t)$ for all $t \in \{1, 2, \dots, T-1\}$. Also, save the values for $\{r_t\}_{t=1}^T$, $\{\omega_t\}_{t=1}^T$, and $\{Y_t\}_{t=1}^T$.
- f. Forward iteration:

- i. Given the set of saving policies across the whole transition, update the distribution of agents, where $\mu(1, a_1, e_1)$ is the initial distribution for the first steady state.
 - ii. In $t = 1$, obtain $\mu(2, a_2, e_2)$ according to equation (6) in section 2, where $\mathbb{I}_{a_{t+1}(a_t, e_t) = \bar{a}_{t+1}}$ is given by the saving policy function $a(1, a_1, e_1)$.
 - iii. Repeat step ii for 2, 3, ..., $T-1$, so the whole set of $\{\mu(t, a_t, e_t)\}_{t=1}^T$ is updated.
 - iv. In this iteration, also compute the value for $\{G_t\}_{t=1}^T$ and the Gini coefficients in every period.
- g. Convergence check:
- i. $\forall t \in \{1, 2, \dots, T-1\}$ compute the excess supply in the asset market for every period, this is $\{\Delta_t = A_t - K_t - B_t\}_{t=1}^T$.
 - ii. If $\text{Max} |\{\Delta_t\}_{t=1}^T| > \varepsilon$, where ε is a small positive number, then the equilibrium has been found. If not, the sequence for the capital stock $\{K_t\}_{t=1}^T$ is updated according to:

$$K_{t+1} = K_t + \Omega \Delta_t$$

where Ω is a positive small number.

- iii. Take the updated guess for $\{K_t\}_{t=1}^T$ and repeat from step c.

Shocks a los términos de intercambios y sus efectos macroeconómicos

José Israel Munguía Martínez*

Resumen

Esta investigación examina los efectos dinámicos de los *shocks* a los términos de intercambio (ToT) sobre la economía de Nicaragua, enfocándose en su persistencia e impacto en variables macroeconómicas clave. Los resultados muestran que un *shock* positivo en los ToT genera un impulso inicial en el producto, el consumo y la inversión, lo que sugiere un estímulo a la actividad económica doméstica. En cuanto al sector externo, la balanza comercial presenta una mejora inicial, seguida por una reversión, en concordancia con el efecto Obstfeld-Svensson-Razin (ORS). La literatura económica muestra que, en general, los *shocks* a los términos de intercambio explican una proporción relativamente baja de la varianza del producto y otros agregados macroeconómicos, alrededor del 10 por ciento. Sin embargo, en el caso de Nicaragua, estos *shocks* explican hasta el 27 por ciento de la variabilidad del PIB en el noveno trimestre. Este hallazgo es consistente con estudios que señalan que los efectos de los *shocks* a los ToT tienden a amplificarse en economías con regímenes cambiarios con rigideces, el cual es el caso de Nicaragua que opera bajo un régimen de *crawling peg*. Finalmente, la descomposición histórica revela que los *shocks* de absorción, vinculados al consumo y la inversión, jugaron un papel importante en el comportamiento de la balanza comercial durante los últimos diez años.

Palabras Clave: Términos de Intercambios, Economía Abierta, SVAR.

Códigos JEL: O13, Q54, E31, C32.

* El autor es Investigador Principal III de la Gerencia de Investigaciones Económicas. Para comentarios comunicarse al correo: jmunguia@bcn.gob.ni. El contenido de este documento es de exclusiva responsabilidad de su(s) autor(es) y no necesariamente representa la posición oficial del Banco Central de Nicaragua.

1. Introducción

La economía de Nicaragua, al igual que muchas economías emergentes y en desarrollo, enfrenta exposición a las fluctuaciones en el contexto económico internacional, entre ellos las relacionadas a los *shocks* en los términos de intercambio. Estas variaciones en el precio relativo de los bienes exportados e importados pueden generar efectos significativos en indicadores macroeconómicos clave, tales como el crecimiento del Producto Interno Bruto (PIB), la balanza comercial y los niveles de consumo e inversión. Diversos estudios han analizado los impactos de estos *shocks* en diferentes economías, señalando que su efecto depende de factores como la persistencia de los *shocks* y el régimen de tipo de cambio de cada país.

En el caso de Nicaragua, existe la necesidad de actualizar y ampliar este tipo de análisis para reflejar las condiciones actuales de su economía. La literatura reciente ha explorado ampliamente cómo una mejora en los Términos de Intercambio (ToT, por sus siglas en inglés) afecta la balanza comercial, generando perspectivas contrastantes. En este debate, destacan dos enfoques principales: el efecto Harberger-Laursen-Metzler (HLM) y el efecto Obstfeld-Svensson-Razin (ORS). Según el efecto HLM, una mejora en los ToT puede incrementar la balanza comercial, especialmente en contextos keynesianos donde los *shocks* son de baja persistencia. Por otro lado, el efecto ORS argumenta que el impacto de los ToT está condicionado por la persistencia de los *shocks*, indicando que niveles elevados de persistencia podrían revertir el efecto inicial positivo sobre la balanza comercial, generando un mayor déficit en el mediano plazo.

Esta investigación tiene como objetivo examinar los efectos de los *shocks* en los términos de intercambio sobre la economía nicaragüense, utilizando datos recientes (2006-2024) y una metodología de modelos de vectores autorregresivos estructurales (SVAR) que permita identificar los impactos sobre el PIB, el consumo, la inversión y la balanza comercial.

Los resultados de las funciones de impulso-respuesta indican que los *shocks* a los ToT generan efectos altamente persistentes, con ajustes graduales hacia el equilibrio. En este contexto, la balanza comercial presenta una mejora inicial seguida de una reversión, consistente con el efecto Obstfeld-Svensson-Razin (ORS). Asimismo, las respuestas del producto, consumo e inversión reflejan un estímulo positivo en el corto plazo debido a los mayores ingresos derivados de los términos de intercambio mejorados.

Por otro lado, la descomposición de la varianza evidencia que los *shocks* a los ToT explican un porcentaje significativo de la variabilidad del PIB en el mediano plazo, alcanzando hasta un 26.93 % en noveno trimestres, aunque su influencia disminuye gradualmente. Estos hallazgos están alineados con estudios previos, como Broda (2004), que destacan cómo los regímenes cambiarios determinan la magnitud del impacto de los *shocks* a los ToT.

Adicionalmente, la descomposición histórica señala el papel de los *shocks* estructurales de absorción (consumo e inversión) en la dinámica de la balanza comercial. Durante 2018-2020, estos *shocks* contribuyeron a desplazar la balanza comercial por encima de su equilibrio en el contexto de socioeconómico, al igual que en la pandemia del COVID-19; mientras que, entre 2022 y 2024, los *shocks* en la balanza comercial y en el tipo de cambio real (TCR) ejercieron presión para llevar el TCR a niveles de apreciación. Estos resultados destacan la relevancia de los *shocks* a los ToT y los factores estructurales en la dinámica macroeconómica de Nicaragua.

El resto del documento se organiza a como sigue: la Sección 2 presenta la revisión de literatura. La Sección 3 muestra los aspectos metodológicos del estudio. Por su parte, la Sección 4 describe los resultados. Finalmente, en la Sección 5 se presentan las conclusiones.

2. Revisión de literatura

Los términos de intercambio se definen como el precio relativo de las exportaciones en términos de las importaciones. En el contexto de una economía emergente, que generalmente juega un papel menor en los mercados mundiales de los bienes que exporta e importa, es razonable suponer que los términos de intercambio son exógenos (Uribe & Schmitt-Grohé 2017, p. 329). Esto significa que estas economías aceptan los términos de intercambio determinados en el mercado global y no tienen influencia significativa para alterarlos. Por lo tanto, las variaciones en los términos de intercambio pueden considerarse como una fuente exógena de fluctuaciones agregadas. En este sentido, los cambios en los términos de intercambio afectan a la economía de manera externa y pueden impactar la balanza comercial y otros indicadores económicos clave (véase: Aquino & Espino 2013, Schmitt-Grohé & Uribe 2018, Di Pace et al. 2024).

Por consiguiente, la relación entre los términos de intercambio y la balanza comercial ha sido una cuestión central en la macroeconomía de economías abiertas, y aún no cuenta con una respuesta teórica definitiva. La literatura reciente se ha enfocado en comprender si una mejora en los términos de intercambio resulta en un mejoramiento o un deterioro de la balanza comercial, y las investigaciones actuales presentan perspectivas divergentes sobre este impacto. Dos enfoques principales destacan en la discusión: el efecto Harberger-Laursen-Metzler (HLM) y el efecto Obstfeld-Svensson-Razin (ORS). El efecto HLM sugiere que una mejora en los ToT incrementa la balanza comercial, bajo un marco keynesiano y aplicable cuando los *shocks* son de baja persistencia. En cambio, el efecto ORS plantea que el impacto depende de la persistencia de los *shocks*, sugiriendo que altos niveles de persistencia pueden llevar a una reversión del efecto positivo en la balanza comercial.

De este modo, el efecto Harberger-Laursen-Metzler (HLM) sostiene que un incremento exógeno en los términos de intercambio de una economía pequeña y abierta debería llevar a una mejora en su balanza comercial. Este efecto, inicialmente derivado en modelos de ingreso-gasto, establece que un aumento en el precio relativo de las exportaciones eleva el ingreso disponible, incentivando el ahorro y reduciendo el consumo importado, lo que resulta en una mejora de la balanza comercial (Harberger 1950, Laursen & Metzler 1950). Durante las décadas de 1950 a 1980, este planteamiento fue ampliamente aceptado en el marco de modelos keynesianos. Sin embargo, a

partir de los años 1980, los investigadores comenzaron a explorar las bases microeconómicas del efecto HLM, utilizando modelos intertemporales de equilibrio general con previsión perfecta, lo cual permitió un análisis más complejo de la relación entre términos de intercambio y balanza comercial (Obstfeld 1982, Svensson & Razin 1983, Persson & Svensson 1985, Otto 2003, Chia & Alba 2005, 2006).

Por otro lado, el efecto Obstfeld-Svensson-Razin (ORS) plantea que el impacto de los términos de intercambio en la balanza comercial depende de la persistencia de estos *shocks*. A diferencia del efecto HLM, que asume un ajuste inmediato en la balanza comercial tras un cambio exógeno en los términos de intercambio, el efecto ORS argumenta que la respuesta de la balanza comercial varía según la duración del *shocks*. En procesos de baja persistencia, el HLM se mantiene, es decir, una mejora en los términos de intercambio resulta en una mejora de la balanza comercial. Sin embargo, en casos de alta persistencia, los efectos iniciales pueden revertirse debido a ajustes en el consumo e inversión intertemporal, generando un deterioro en la balanza comercial. Esta relación dinámica ha sido estudiada utilizando modelos de equilibrio general dinámico estocástico, que permiten incorporar expectativas y decisiones de optimización en una economía abierta (Backus et al. 1993, 1994, Mendoza 1995). Estos modelos permiten una representación más realista de los ciclos económicos al incluir la incertidumbre y la planificación intertemporal, capturando cómo las economías responden ante *shocks* persistentes en los términos de intercambio.

El efecto ORS sostiene que la respuesta de la balanza comercial a los *shocks* en los términos de intercambio disminuye conforme aumenta la persistencia de dichos *shocks*. Esta relación se basa en la idea de que un *shock* en los términos de intercambio actúa de forma similar a un *shock* en el ingreso: los hogares tienden a ahorrar una mayor proporción de un *shock* temporal, mientras que ahorran menos cuando el *shock* es percibido como permanente. Por lo tanto, en contextos de alta persistencia en los términos de intercambio, los agentes ajustan su consumo y ahorro, lo cual reduce el efecto positivo inicial sobre la balanza comercial. Este enfoque destaca cómo la persistencia de los *shocks* influye en la respuesta económica y ha sido modelado mediante estructuras de equilibrio general estocástico, que proporcionan un marco sólido para capturar efectos intertemporales y decisiones de optimización en economías abiertas.

En esta línea, Broda (2004) muestra que los efectos de los *shocks* en los

términos de intercambio difieren considerablemente entre economías con regímenes de tipo de cambio fijo y flexible. En países con rigideces de tipo de cambio, como el régimen de *crawling peg* en Nicaragua, los ajustes a un *shock* negativo en los términos de intercambio suelen implicar una depreciación real lenta, impulsada por una disminución en los precios domésticos. En contraste, en economías con tipo de cambio flexible, el ajuste es más rápido y se observa una depreciación nominal significativa, que permite una absorción más inmediata del *shock*. Broda (2004) también encuentra que las economías con tipo de cambio fijo experimentan menor volatilidad en el PIB real frente a estos *shocks*, mientras que las de tipo de cambio flexible muestran respuestas más asimétricas y mayores fluctuaciones en el tipo de cambio real. Estos resultados subrayan la influencia del régimen cambiario en la resiliencia y estabilidad macroeconómica ante perturbaciones externas en los términos de intercambio.

Por su parte, Schmitt-Grohé & Uribe (2018) analiza el impacto de los *shocks* en los términos de intercambio sobre distintas variables macroeconómicas utilizando un modelo SVAR en 51 economías emergentes y de bajos ingresos. Sus hallazgos muestran que, en promedio, los términos de intercambio explican una proporción moderada de la varianza en el producto (12 %), el consumo (13 %) y la inversión (13 %), aunque tienen un mayor impacto en la balanza comercial (18 %). Sin embargo, al usar estimaciones de panel, la contribución de estos *shocks* a la varianza de las variables macroeconómicas disminuye drásticamente, alcanzando solo el 4 % para la balanza comercial y el 1 % para el producto, el consumo y la inversión. Estos resultados sugieren que, si bien los términos de intercambio son relevantes para algunos desequilibrios externos, su influencia en la volatilidad macroeconómica general es limitada y depende del enfoque metodológico utilizado.

Finalmente, la literatura empírica respalda la idea de que los *shocks* en los términos de intercambio tienen un efecto moderado en las fluctuaciones del producto en economías emergentes y en desarrollo. Por ejemplo, Aguirre (2011) encuentra que estos *shocks* explican menos del 5 % de la variabilidad del producto en frecuencia trimestral en un panel de 15 economías emergentes entre 1994 y 2009. De manera similar, Broda (2004) muestra, con datos anuales de 75 países en desarrollo entre 1973 y 1996, que el impacto de estos *shocks* depende del régimen cambiario: en economías con tipo de cambio flotante, explican menos del 3 % de la varianza del producto, mientras que en aquellas con tipo de cambio fijo, la contribución

asciende al 21 %. En conjunto, estas evidencias sugieren que los *shocks* en los términos de intercambio contribuyen de manera limitada a las fluctuaciones macroeconómicas y presentan una considerable variación entre países y regímenes cambiarios (ver también Aquino & Espino 2013, Kent & Cashin 2003, Svensson & Razin 1983).

Aunque los estudios mencionados proporcionan valiosas perspectivas sobre los efectos de los *shocks* en los términos de intercambio en diferentes economías, la mayoría de ellos no incluye un análisis específico para Nicaragua. Sin embargo, Gámez (2005) realizó un estudio que analiza los determinantes del déficit comercial en Nicaragua utilizando datos que abarcan el período de 1994 a 2004. Gamez encontró que los flujos de capital, tanto oficiales como privados, son determinantes fundamentales del déficit comercial en el país, afectando significativamente el consumo privado y público, así como la inversión. Además, el estudio sugiere que los *shocks* de absorción explican de manera significativa los movimientos del déficit comercial en diferentes horizontes temporales, desde un mes hasta quince meses. La presente investigación se propone ampliar esta línea de análisis, aportando una perspectiva actualizada sobre los efectos de los términos de intercambio en la balanza comercial y otras variables macroeconómicas en Nicaragua.

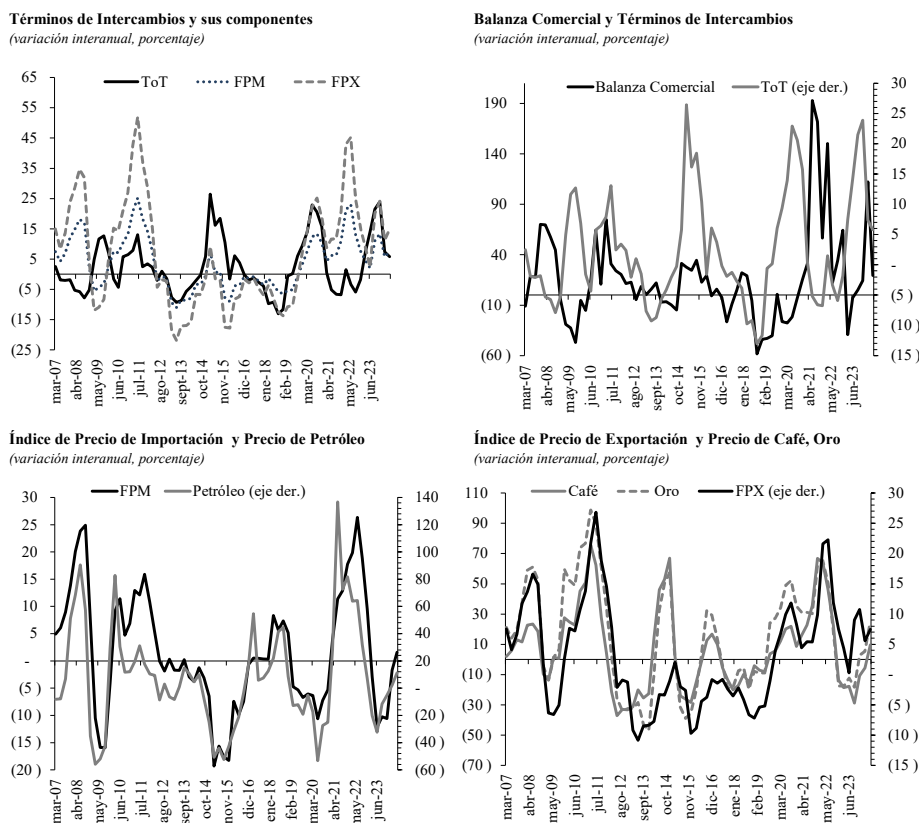
3. Aspectos metodológicos

La presente sección describe la metodología empleada para analizar los efectos de los *shocks* de términos de intercambio en la economía de Nicaragua. El análisis se desarrolla en tres etapas clave. Primero, se presentan los hechos estilizados de las principales variables macroeconómicas relevantes, permitiendo una visión general de las tendencias y patrones que caracterizan la relación entre términos de intercambio y los indicadores económicos seleccionados. En segundo lugar, se detallan las fuentes de datos y el proceso de recolección, así como los ajustes y transformaciones necesarios para garantizar la consistencia y relevancia de las series utilizadas. Finalmente, se introduce la estrategia empírica basada en un modelo de vectores autorregresivos estructurales, una herramienta que permite identificar y cuantificar los efectos de los *shocks* externos sobre la economía.

3.1. Hechos estilizados

La relación de los términos de intercambio en el comercio exterior de Nicaragua muestra el poder adquisitivo de una economía pequeña y abierta en un momento específico, así como su evolución ante variaciones positivas o negativas en los precios de los bienes exportados e importados en los mercados internacionales.

FIGURA 1: Evolución de los Términos de Intercambio y sus Componentes en Nicaragua



Nota: Variación porcentual. Los datos fueron agregados a frecuencia trimestral.

Fuente: Elaboración propia, datos del BCN, Banco de la Reserva Federal de St. Louis.

La Figura (1) presenta la evolución de los términos de intercambio, la balanza comercial y los índices de precios de importación y exportación

de Nicaragua durante el período 2007-2024, expresados en variaciones interanuales porcentuales. En el panel superior izquierdo, se muestra la evolución de los términos de intercambio junto con sus componentes. Los valores por encima de la línea horizontal representan períodos de mejora en los términos de intercambio, mientras que los valores por debajo indican deterioro que equivale a un déficit comercial mayor, lo cual permite identificar los cambios en la capacidad de compra externa de la economía. El panel superior derecho ilustra la coevolución de la balanza comercial y los términos de intercambio. A nivel visual, se observa que en períodos como 2008-2009, los incrementos en los términos de intercambio coinciden con un aumento del déficit en la balanza comercial y la crisis financiera global. Este fenómeno sugiere una relación inversa en la que, a pesar de la mejora en los precios relativos de exportación frente a importación, la balanza comercial presenta un mayor déficit debido a posibles aumentos en el volumen o el valor de las importaciones.

El panel inferior izquierdo examina la relación entre los precios de importación y el precio del petróleo, uno de los principales componentes del índice de precios de importación. En este panel, se destaca cómo, durante 2008-2009, el precio del petróleo experimenta una disminución interanual significativa, cercana al 60 %, lo cual influye directamente en la variación negativa del índice de precios de importación en ese período. Por último, el panel inferior derecho muestra la coevolución de los precios del oro y el café, dos productos clave en las exportaciones nicaragüenses, en la determinación del índice de precios de exportación. Estos precios contribuyen directamente a las variaciones en el índice, siendo determinantes en la capacidad de ajuste de los términos de intercambio del país en respuesta a las fluctuaciones de los mercados internacionales.

La Tabla 1 proporciona un resumen de los principales indicadores asociados con los términos de intercambio y la balanza comercial en Nicaragua, considerando exclusivamente períodos en los que los ToT mejoran. En estos contextos de mejora, el índice de precios de exportación (IPE) presenta una variación promedio positiva de 5.2 %, indicando un incremento consistente en los precios de los bienes exportados. Esto sugiere que durante estos períodos, los productos de exportación de Nicaragua logran precios más favorables en el mercado internacional, fortaleciendo los términos de intercambio del país.

Por otro lado, el índice de precios de importación (IPM) muestra una

variación promedio negativa de -3.7%, lo que implica una disminución en los precios de los bienes importados. Esta reducción en los precios de importación, concurrente con un alza en los precios de exportación, refuerza aún más los términos de intercambio, al mejorar la capacidad de compra de Nicaragua en relación con el exterior.

TABLA 1: Resumen de indicadores relacionados con ToT y Balanza Comercial en períodos de mejora en ToT

Indicador	IPE	IPM
	Valor	Valor
Variación promedio	5.2001	-3.695
Correlación con ToT	0.0203	-0.5873
Otros Indicadores		
Correlación entre ToT y Balanza Comercial	-0.1306	

Nota: Este resumen incluye variaciones promedio y correlaciones de los índices de precios y balanza comercial en relación con los términos de intercambio durante períodos de mejora.
Fuente: Elaboración propia.

En cuanto a las correlaciones, durante estos períodos específicos, la relación entre el IPE y los ToT es débilmente positiva (0.0203), lo que sugiere que los incrementos en los precios de exportación contribuyen marginalmente a los cambios en los ToT en momentos de mejora. En contraste, la correlación negativa y más significativa entre el IPM y los ToT (-0.5873) destaca que la reducción en los precios de importación tiene un papel más relevante en estos períodos de mejora, actuando como un impulsor clave en la mejora de los términos de intercambio.

Finalmente, la correlación entre los ToT y la balanza comercial es de -0.1306, indicando una relación inversa moderada. Esto sugiere que, a pesar de las mejoras en los términos de intercambio, el déficit comercial puede persistir o incluso ampliarse, posiblemente debido a un aumento en las importaciones impulsado por el poder adquisitivo externo mejorado de Nicaragua. Este análisis condicional pone en evidencia cómo, durante los períodos de mejora en los ToT, los precios de importación más bajos y los altos precios de exportación tienden a beneficiar el poder de compra, aunque no siempre se traducen en un mejor desempeño de la balanza comercial.

3.2. Datos

Para lograr el objetivo del estudio, se utilizaron datos provenientes de diversas fuentes oficiales, incluyendo el Banco Central de Nicaragua (BCN), la Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano (SECMCA)

y el Banco Mundial (Véase Tabla 2).

TABLA 2: Fuentes de datos de variables utilizadas en el análisis

Notación	Variable	Fuente
$\hat{T}oT$	Términos de Intercambio	BCN
$\hat{t}b$	Balanza Comercial Ajustada	BCN
\hat{y}	Producto Real per cápita	BCN
\hat{c}	Consumo Privado Real per cápita	BCN
\hat{i}	Inversión Bruta Real per cápita	BCN
$\hat{T}C\hat{R}$	Tipo de Cambio Real	SECMCA
p	Población	Banco Mundial

Nota: Las fuentes de datos incluyen indicadores de precios, términos de intercambio y datos de población utilizados en el análisis.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de BCN, SECMCA y Banco Mundial.

Para estandarizar las series y eliminar tendencias no estacionarias, cada una de las variables fue transformada en desviaciones logarítmicas respecto a su tendencia cuadrática¹. Este proceso de transformación permite que las series de tiempo se ajusten eliminando componentes de largo plazo y manteniendo solo las fluctuaciones relevantes de corto plazo. De esta forma, las variables principales en el análisis reflejan mejor los cambios coyunturales en la economía, facilitando un análisis más claro de los efectos de los *shocks* externos.

En el caso de la balanza comercial, el ajuste se realizó dividiendo el saldo comercial por el componente de tendencia del producto. Luego, se eliminó la tendencia cuadrática, obteniendo una serie en términos de log-desviaciones respecto a la tendencia ajustada. Esta transformación convierte la balanza comercial en una medida relativa, que captura los cambios en el comercio exterior en proporción al producto nacional. Dado estas transformaciones, el análisis de las fluctuaciones macroeconómicas en respuesta a *shocks* en los términos de intercambio y otras variables externas se vuelve más preciso, garantizando que los datos sean comparables y relevantes en el contexto de esta investigación.

¹Como prueba de robustez, se emplearon otros métodos de remoción de tendencia, incluyendo el filtro de Hodrick-Prescott (HP) y el filtro de Baxter y King. Estos métodos permitieron analizar la sensibilidad de los resultados a diferentes técnicas de eliminación de tendencia, asegurando que los hallazgos no dependieran exclusivamente de la metodología utilizada inicialmente.

La Tabla 3 presenta las estadísticas descriptivas de las variables macroeconómicas transformadas en desviaciones logarítmicas de sus tendencias cuadráticas, lo que permite observar fluctuaciones en torno a sus valores de equilibrio de largo plazo y facilita un análisis de corto plazo. Este enfoque es particularmente útil para identificar patrones cíclicos y volátiles en cada variable sin la influencia de tendencias seculares.

TABLA 3: Estadísticas descriptivas de las variables transformadas

Variable	Num. Observaciones	Media	Desviación Estándar	Máximo	Mínimo
<i>y</i>	74	4.3209e-16	0.051542	0.11141	-0.18096
<i>c</i>	74	-9.3619e-16	0.051336	0.096333	-0.20446
<i>i</i>	74	8.2817e-16	0.254	0.38161	-0.63077
<i>ToT</i>	74	1.3203e-16	0.064451	0.13095	-0.14854
<i>TCR</i>	74	-2.4005e-17	0.036241	0.067253	-0.095045
<i>tb</i>	74	2.4005e-17	0.73552	1.6234	-2.0989

Nota: Las variables están transformadas en desviaciones logarítmicas respecto a sus tendencias cuadráticas, lo que permite un análisis de fluctuaciones de corto plazo.

Fuente: Elaboración propia.

Las medias de las variables, cercanas a cero, confirman la eliminación de componentes de largo plazo, reflejando que las series se centran en torno a sus tendencias ajustadas. Las desviaciones estándar varían significativamente entre variables, con la inversión (*i*) y la balanza comercial ajustada (*tb*) mostrando mayor volatilidad (0.254 y 0.736, respectivamente) en comparación con el consumo (*c*), el producto (*y*), los términos de intercambio (*ToT*), y el tipo de cambio real (*TCR*). La alta desviación estándar de *i* y *tb* sugiere una mayor sensibilidad de estas variables a *shocks* externos, lo que puede estar vinculado a su naturaleza cíclica y a la dependencia de factores externos.

Al comparar las fluctuaciones de los términos de intercambio (*ToT*) y el tipo de cambio real (*TCR*), Se observa que el *TCR* tiene una desviación estándar ligeramente mayor (0.06 frente a 0.03), lo cual sugiere que los términos de intercambio presentan mayor volatilidad en relación con el tipo de cambio real. Esto podría ser indicativo de una mayor exposición de la economía nicaragüense a fluctuaciones en los precios internacionales de sus productos de exportación e importación en comparación con variaciones en la competitividad de precios, medida por el *TCR*.

3.3. Estrategia empírica

Para analizar el efecto de los *shocks* en los términos de intercambio sobre la balanza comercial y otras variables macroeconómicas en Nicaragua, se utiliza un modelo de vectores autorregresivos estructurales con restricciones contemporáneas cero. Este enfoque permite identificar y cuantificar los efectos dinámicos de los *shocks* externos en el sistema económico (véase Lütkepohl 2005, Kilian & Lütkepohl 2017, Neusser 2016).

3.4. Especificación del Modelo SVAR

Para examinar las relaciones dinámicas entre las variables macroeconómicas en respuesta a *shocks* en los términos de intercambio (ϵ^{ToT}), se utiliza un modelo de Vector Autorregresivo Estructural siguiendo la metodología de Cesa-Bianchi (2025). Las variables incluidas en el modelo son los términos de intercambio, la balanza comercial, el producto, el consumo, la inversión y el tipo de cambio real.

3.4.1. Representación Matricial del Modelo SVAR

La representación matricial del sistema SVAR es:

$$\mathbf{X}_t = \Phi \mathbf{X}_{t-1} + \mathbf{B} \epsilon_t,$$

donde:

- \mathbf{X}_t es el vector de variables endógenas en el período t :

$$\mathbf{X}_t = \begin{pmatrix} \text{ToT}_t \\ \text{tb}_t \\ y_t \\ c_t \\ i_t \\ \text{TCR}_t \end{pmatrix}.$$

- Φ es la matriz de coeficientes de rezagos, que captura las relaciones entre las variables endógenas a lo largo del tiempo.
- \mathbf{B} es la matriz de impacto contemporáneo, que permite identificar los efectos estructurales de los *shocks* en las variables.

- ε_t es el vector de *shocks* estructurales, compuesto por *shocks* específicos a cada variable, asumidos como ruido blanco y ortogonales entre sí:

$$\varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_t^{\text{ToT}} \\ \varepsilon_t^{\text{tb}} \\ \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^c \\ \varepsilon_t^i \\ \varepsilon_t^{\text{TCR}} \end{pmatrix}.$$

3.4.2. Estrategia de Identificación con Restricciones Contemporáneas

Para identificar los *shocks* estructurales, se imponen restricciones contemporáneas en la matriz \mathbf{B} , basándose en una estructura de ordenamiento en la cual las variables responden secuencialmente a los *shocks*. Este tipo de restricción implica que algunos elementos de \mathbf{B} son cero, lo que refleja las hipótesis sobre la respuesta instantánea (o falta de respuesta) de algunas variables ante ciertos *shocks* (véase Blanchard & Quah 1989, Sims 1980).

La matriz \mathbf{B} en este modelo se estructura de la siguiente manera:

$$\mathbf{B} = \begin{pmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & b_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & 0 & 0 & 0 \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & b_{44} & 0 & 0 \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & b_{55} & 0 \\ b_{61} & b_{62} & b_{63} & b_{64} & b_{65} & b_{66} \end{pmatrix}.$$

En esta estructura:

- Los términos de intercambio se consideran exógenos contemporáneamente, es decir, pueden afectar a todas las demás variables en el mismo período, pero no reciben influencia contemporánea de ellas.
- La balanza comercial puede responder instantáneamente a *shocks* en los términos de intercambio, pero no a *shocks* en las otras variables en el mismo período.
- Este patrón continúa hasta el tipo de cambio real, que puede responder a todos los *shocks* contemporáneos.

3.4.3. Estimación del Modelo y Funciones de Impulso-Respuesta

El modelo SVAR se estima mediante un proceso de descomposición de Cholesky aplicado a la matriz \mathbf{B} , lo cual permite la identificación de los efectos específicos de un *shock* exógeno en los términos de intercambio (ε^{ToT}) sobre el resto de las variables en el sistema. Las funciones de impulso-respuesta (IRF) generadas muestran cómo cada variable en el sistema reacciona ante un *shock* en ε^{ToT} a lo largo de un horizonte de 20 trimestres, proporcionando una interpretación dinámica de los efectos directos e indirectos de dicho *shock* en la economía.

4. Resultados

En esta sección se presentan los principales hallazgos de la investigación sobre los efectos de los *shocks* a los términos de intercambio en la economía de Nicaragua. El análisis se estructura en tres partes: primero, se examina la persistencia de los términos de intercambio como un factor clave en la dinámica económica; segundo, se analiza su impacto en la balanza comercial, explorando los mecanismos teóricos del efecto Harberger-Laursen-Metzler (HLM) y el efecto Obstfeld-Svensson-Razin (ORS); finalmente, se evalúan los efectos macroeconómicos en variables clave como el producto, el consumo, la inversión y el tipo de cambio real.

4.1. Persistencia de los Términos de Intercambio

Los resultados obtenidos sobre la dinámica de los términos de intercambio en Nicaragua muestran una alta persistencia, evidenciada por un coeficiente $\rho = 0.79307$ en el modelo autoregresivo de primer orden con constante. Este valor indica que los *shocks* en los términos de intercambio tienen un efecto prolongado en la economía nicaragüense, lo que amplifica sus implicaciones dinámicas sobre las principales variables macroeconómicas. La vida media estimada, calculada como $\ln(\frac{1}{2})/\ln(\rho)$, es de aproximadamente 3 trimestres. Este resultado refleja que los *shocks* en los términos de intercambio tardan considerablemente más en disiparse, lo cual resalta la importancia de considerar la persistencia de estas perturbaciones al analizar sus efectos en la economía.

Además, la desviación estándar incondicional estimada ($\sigma = 0.065949$) es moderada, lo que sugiere que los *shocks*, aunque altamente persistentes,

no presentan una volatilidad extrema. Por otro lado, el $R^2 = 0.61648$ del modelo indica un ajuste sólido, lo que sugiere que el modelo captura con precisión las dinámicas de los términos de intercambio en Nicaragua². Estos hallazgos subrayan que la economía nicaragüense enfrenta un contexto de *shocks* externos persistentes pero manejables en términos de su magnitud relativa.

4.2. Efecto en la Balanza Comercial

Los resultados estimados del modelo bivariado SVAR capturan las dinámicas conjuntas entre los términos de intercambio y la balanza comercial en el contexto de Nicaragua. El coeficiente de persistencia de $T\hat{o}T_t$ en $\Phi(1, 1) = 0,79307$ indica un nivel alto de persistencia de los *shocks* en los términos de intercambio en frecuencia trimestral. Esto implica que los efectos de un *shock* en $t\hat{o}t_t$ tienden a prolongarse, con una vida media de aproximadamente 3 trimestres. Esta alta persistencia amplifica las dinámicas macroeconómicas derivadas de los *shocks*, particularmente al sostener un aumento en los ingresos nacionales que afecta de manera indirecta a la balanza comercial.

$$\begin{bmatrix} T\hat{o}T_t \\ t\hat{b}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,79307 & 0 \\ -0,95436 & 0,45816 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} T\hat{o}T_{t-1} \\ t\hat{b}_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,040172 & 0 \\ 0,0956 & 0,62562 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_t^{ToT} \\ \epsilon_t^{tb} \end{bmatrix} \quad (1)$$

El coeficiente negativo $\Phi(2, 1) = -0,95436$ refleja el impacto contemporáneo de $T\hat{o}T_t$ sobre $t\hat{b}_t$. Este valor sugiere que un *shock* positivo en los términos de intercambio provoca un mayor déficit inicial en la balanza comercial. Este comportamiento es consistente con el efecto Obstfeld-Svensson-Razin (ORS), que argumenta que un *shock* persistente en los términos de intercambio actúa como un aumento de ingreso, fomentando un mayor gasto interno, principalmente en importaciones, que supera el incremento en exportaciones netas. Esta interacción dinámica es particularmente relevante en economías abiertas como la de Nicaragua, donde las elasticidades ingreso de las importaciones son relativamente altas.

Por otro lado, la matriz revela que los *shocks* en $T\hat{o}T_t$ tienen una desviación estándar moderada ($\pi = 0,040172$), mientras que los *shocks* en $t\hat{b}_t$ muestran mayor volatilidad ($\sqrt{\sigma_{22}} = 0,62562$). La interacción entre $T\hat{o}T_t$ y $t\hat{b}_t$, medida por $\alpha_0\pi = 0,0956$, confirma que los términos de intercambio afectan directamente la balanza comercial, amplificando su déficit inicial debido

²Modelos como los de Schmitt-Grohé & Uribe (2018) el valor de ajuste es de 0.31.

a la alta persistencia del *shock*. En conjunto, estos resultados subrayan la importancia de la persistencia de los términos de intercambio y la sensibilidad de la balanza comercial a las dinámicas intertemporales en economías abiertas como la de Nicaragua.

La Figura (A2) muestra las funciones de impulso-respuesta (IRF) de los términos de intercambio y la balanza comercial ante un *shock* positivo del 1 % en *ToT*. El gráfico de la izquierda indica que el *ToT* responde inmediatamente al *shock* y muestra un ajuste gradual hacia su nivel de equilibrio, alcanzándolo aproximadamente después de 15 trimestres. Este comportamiento refleja la alta persistencia del *shock*, consistente con el coeficiente $\rho = 0.79307$, lo que sugiere que el impacto de los términos de intercambio tiene un efecto prolongado en la economía.

El gráfico de la derecha muestra que la balanza comercial presenta un aumento del déficit significativamente tras el *shock* inicial, alcanzando su punto más bajo (-1.2 % del PIB) en los primeros 2 a 4 trimestres. Este aumento del déficit puede explicarse por el efecto Obstfeld-Svensson-Razin (ORS), que predice que un *shock* persistente en *ToT* actúa como un incremento en el ingreso nacional, estimulando un aumento en el gasto interno, especialmente en importaciones, y superando el efecto positivo inicial sobre las exportaciones.

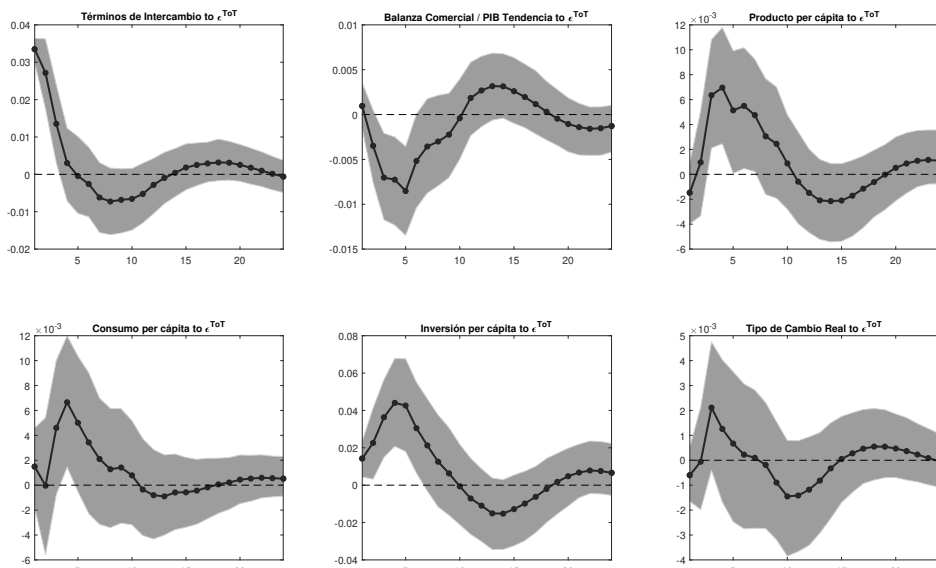
4.3. Efectos macroeconómicos de los *shocks* de ToT

Los resultados presentados en las funciones de impulso-respuesta de la Figura 2 reflejan los efectos de un *shock* en los términos de intercambio, un escenario en el cual los cambios iniciales en los términos de intercambio tardan en disiparse, lo que amplifica sus efectos dinámicos sobre las variables macroeconómicas. La alta persistencia del *shock* se evidencia en la respuesta sostenida de los términos de intercambio, los cuales muestran una trayectoria de ajuste gradual hacia su nivel de equilibrio. Bajo este contexto, la balanza comercial (*tb*) presenta una mejora inicial que es seguida de una reversión tras el *shock* inicial, un comportamiento que es consistente con el efecto Obstfeld-Svensson-Razin (ORS). Esta breve mejora refleja un aumento transitorio en los precios relativos de las exportaciones, posiblemente asociado con condiciones externas favorables inmediatas tras el *shock*. En la balanza comercial, esta mejora inicial puede explicarse por un ajuste temporal en la demanda externa que aumenta las exportaciones netas. No obstante, este efecto positivo es rápidamente contrarrestado

por un incremento en el gasto interno derivado de los mayores ingresos nacionales. De acuerdo con el efecto ORS, este exceso de gasto impulsa las importaciones de bienes y servicios, aumentando el déficit de la balanza comercial de manera sostenida.

El comportamiento del producto, el consumo y la inversión es consistente con este marco teórico, mostrando respuestas positivas en el corto plazo impulsadas por los ingresos generados por los términos de intercambio mejorados. Estas respuestas reflejan el estímulo temporal que el *shock* proporciona a la actividad económica doméstica. El tipo de cambio real se deprecia inicialmente, señalando una ganancia relativa de competitividad externa debido al aumento en los precios domésticos. Sin embargo, su posterior volatilidad refleja los ajustes necesarios para equilibrar las dinámicas de demanda interna y externa.

FIGURA 2: Funciones de Impulso-Respuesta a un *shock* en los Términos de Intercambio



Nota: Las IRF representan el efecto de las variables ante una desviación estándar en ToT.

Fuente: Elaboración propia.

Es necesario destacar que el efecto de un *shock* a los términos de intercambio sobre la depreciación real del tipo de cambio real no es significativo, reflejado

en bandas de confianza que incluyen el cero, esto indica que el *shock* no tiene un impacto claro o consistente en el TCR. Esto podría deberse a rigideces estructurales, como un régimen cambiario semi fijo que limita la respuesta del tipo de cambio nominal, o a la existencia de ajustes compensatorios en precios internos o externos que neutralizan el impacto. En este contexto, el *shock* a los ToT no parece desempeñar un rol significativo en la dinámica del TCR, sugiriendo que otros factores podrían ser más relevantes para explicar sus fluctuaciones.

La Figura (A3) respuestas impulso indican que un aumento inesperado en los precios de importación genera un efecto contractivo sobre la economía nicaragüense, consistente con la teoría de *shocks* de oferta externos en economías pequeñas y abiertas. El incremento del IPM provoca una disminución inmediata y significativa del producto y el consumo per cápita, reflejando la pérdida de poder adquisitivo y el aumento de los costos de producción derivados del encarecimiento de los bienes intermedios. La inversión reacciona de manera negativa, confirmando la sensibilidad del gasto de capital al deterioro de las condiciones de rentabilidad y al alza de los precios de insumos importados. En el frente externo, la balanza comercial muestra inicialmente una leve mejora, resultado de la compresión de importaciones, pero se revierte rápidamente conforme el impacto sobre la actividad económica reduce la capacidad exportadora. Finalmente, el tipo de cambio real se deprecia levemente, funcionando como mecanismo de ajuste ante el deterioro de los términos de intercambio.

Por su parte, la Figura (A4) muestra el efecto de un aumento en el índice de precios de exportación presenta el signo esperado según la teoría de los términos de intercambio, aunque con respuestas de baja significancia estadística en la mayoría de las variables. En términos cualitativos, se observa un impulso positivo en el producto y el consumo per cápita (efecto ingreso), un aumento inicial de la inversión (efecto rentabilidad), una apreciación leve del tipo de cambio real (efecto gasto) y un deterioro moderado de la balanza comercial (mayor absorción interna). No obstante, la magnitud y persistencia de estas respuestas son limitadas, lo que sugiere que, para Nicaragua, el canal de transmisión de los términos de intercambio hacia la actividad real opera principalmente a través de las importaciones y no por el lado exportador. En consecuencia, los *shocks* a los precios de importación constituyen la vía dominante mediante la cual los movimientos de los términos de intercambio impactan el ciclo económico interno.

4.4. Descomposición de la varianza del PIB

La contribución de los *shocks* a los términos de intercambio (ϵ^{ToT}) a la variabilidad del PIB refleja su influencia en las fluctuaciones macroeconómicas de Nicaragua. Según la Tabla (4) de descomposición de la varianza, en el período inicial ($t = 1$), los *shocks* a *ToT* explican apenas el 0.41 por ciento de la variabilidad del PIB, indicando que su impacto inicial es limitado. Esto puede deberse a que los *shocks* a *ToT* tienen un efecto indirecto que requiere tiempo para propagarse a través de las distintas variables económicas, como la balanza comercial y el consumo.

TABLA 4: Descomposición de la varianza del PIB por *shocks*

Período	ϵ^{ToT}	ϵ^{tb}	ϵ^y	ϵ^c	ϵ^i	ϵ^{TCR}
1	0.41	17.40	82.19	0.00	0.00	0.00
2	0.54	18.29	64.15	10.81	6.16	0.04
3	3.34	14.36	43.84	12.56	24.19	1.71
4	17.01	11.88	37.01	10.96	21.74	1.40
5	22.74	15.74	34.36	8.67	17.29	1.20
6	22.60	17.01	29.32	11.69	18.14	1.24
7	22.90	15.33	25.42	12.29	22.98	1.09
8	25.85	14.21	24.29	11.53	23.03	1.10
9	26.93	16.12	23.52	10.70	21.39	1.34
10	26.05	17.85	22.16	11.19	21.25	1.50
11	25.52	17.43	21.90	11.04	22.64	1.46
12	25.53	17.44	21.68	11.02	22.87	1.46
13	25.17	18.24	21.39	11.22	22.54	1.45
14	24.75	19.11	21.33	11.22	22.18	1.42
15	24.46	18.69	22.00	10.96	22.29	1.59
16	24.30	18.85	21.96	10.99	22.11	1.78
17	24.21	18.97	21.73	11.13	21.98	1.97
18	24.26	19.04	21.80	11.19	21.49	2.22
19	24.19	18.62	22.29	10.98	21.23	2.70
20	24.09	18.79	22.21	10.88	21.01	3.03
21	24.02	18.78	22.05	10.85	21.04	3.27
22	23.99	18.73	21.96	11.15	20.73	3.44
23	23.95	18.53	22.13	11.13	20.57	3.69
24	23.87	18.75	22.04	11.08	20.47	3.80

Nota: La tabla muestra la descomposición de la varianza del PIB en porcentaje, desagregada por las contribuciones de los *shocks* estructurales a los términos de intercambio (ϵ^{ToT}), balanza comercial (ϵ^{tb}), producto (ϵ^y), consumo (ϵ^c), inversión (ϵ^i) y tipo de cambio real (ϵ^{TCR}).

Fuente: Elaboración propia.

Con el paso del tiempo, la contribución de ϵ^{ToT} aumenta de manera significativa. Para el período $t = 9$, los *shocks* a *ToT* explican aproximadamente el 27 por ciento de la variabilidad del PIB, alcanzando su contribución máxima. Esto resalta la importancia de los términos de intercambio en el mediano plazo. En los períodos posteriores, la contribución de ϵ^{ToT} se estabiliza y comienza a disminuir ligeramente, reflejando que los efectos persistentes de los *shocks* a *ToT* tienden a disiparse conforme la economía se ajusta. En el período final ($t = 24$), los *shocks* a *ToT* todavía explican un 23.9 por ciento de la variabilidad del PIB, lo que subraya su importancia continua en la dinámica macroeconómica de Nicaragua, aunque con menor intensidad que en su pico. Este comportamiento es consistente con la alta persistencia de los términos de intercambio observada en la economía nicaragüense.

Los resultados encontrados sobre la contribución de los *shocks* a los términos de intercambio (ϵ^{ToT}) a la variabilidad del PIB en Nicaragua son consistentes con la literatura sobre el impacto de estos *shocks* en economías con diferentes regímenes cambiarios. En esta línea, Broda (2004) muestra que, el impacto de estos *shocks* depende del régimen cambiario: en economías con tipo de cambio flotante, explican menos del 3 por ciento de la varianza del producto, mientras que en aquellas con tipo de cambio fijo, la contribución asciende al 21 por ciento. En conjunto, estas evidencias sugieren que los *shocks* en los términos de intercambio contribuyen de manera limitada a las fluctuaciones macroeconómicas y presentan una considerable variación entre países y regímenes cambiarios.

En esta investigación, se encuentra que los *shocks* a los términos de intercambio explican una proporción significativa de la variabilidad del PIB en Nicaragua, alcanzando su contribución máxima en el noveno período ($t = 8$) con un 25.8 por ciento. Este resultado supera ligeramente el promedio del 21 por ciento reportado por Broda (2004) para economías con regímenes de tipo de cambio fijo, lo que podría estar relacionado con características específicas de Nicaragua, como la alta persistencia de los *shocks* ($\rho = 0.79307$) y su impacto prolongado en las variables macroeconómicas.

Estos hallazgos subrayan que, aunque el régimen de tipo de cambio *crawling peg* en Nicaragua ayuda a moderar las fluctuaciones iniciales del PIB frente a perturbaciones externas, la combinación de un régimen cambiario como el de Nicaragua y con características estructurales como la persistencia de los *shocks* puede intensificar su impacto en el mediano plazo. Asimismo,

los tipo de cambio con rigideces tienden a experimentar menor volatilidad en el PIB real frente a estos *shocks*, mientras que las de tipo de cambio flexible muestran respuestas más asimétricas y mayores fluctuaciones en el tipo de cambio real. Estos resultados son relevantes para el caso de Nicaragua, donde el régimen de *crawling peg* contribuye a estabilizar las respuestas macroeconómicas, limitando la volatilidad en el PIB real a pesar de la alta persistencia de los *shocks* en los términos de intercambio. La Figura A5 muestra la descomposición de la varianza para el resto de variables macroeconómicas.

4.5. Descomposición Histórica de las series

La Descomposición Histórica responde a cuál ha sido la contribución histórica de cada *shock* estructural a la hora de impulsar las desviaciones de la variable endógenas del VAR lejos de su equilibrio. La descomposición histórica de la Figura A6 muestra cómo los *shocks* estructurales, como los de absorción (consumo e inversión), han contribuido a las desviaciones de la balanza comercial respecto a su equilibrio. En períodos como 2018-2020, los *shocks* de absorción tuvieron un papel significativo en el desplazar de la balanza comercial por encima de su valor de equilibrio.

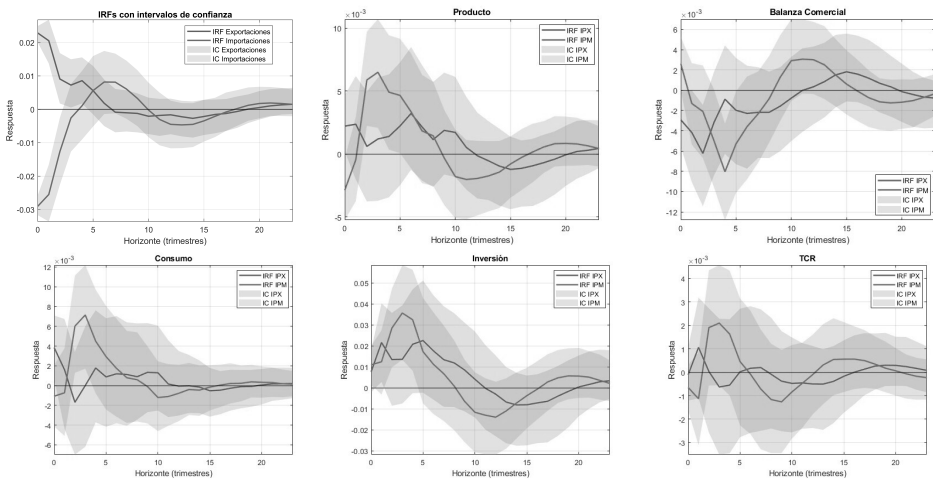
Este comportamiento también se observa en las desviaciones negativas respecto al equilibrio de variables clave como el producto, el consumo y la inversión (véase Figura A6). Durante este período, el entorno nacional, afectado por el contexto sociopolítico y, posteriormente, por la pandemia, restringió significativamente la demanda interna, reduciendo tanto el consumo como las decisiones de inversión.

Del periodo 2022-2024, la apreciación real del tipo de cambio real refleja un desequilibrio causado por la interacción de *shocks* estructurales de balanza comercial, y del propio TCR. Los *shocks* de balanza comercial, vinculados a mayores importaciones o un bajo crecimiento de las exportaciones, han presionado al TCR hacia niveles apreciados. Lo anterior, correlaciona con las disminuciones de la tasa de deslizamiento del TC en Nicaragua, por lo que futuras investigaciones serán necesarias para cuantificar el efecto real.

4.6. Impacto asimétrico de las *shocks* de los precios de exportación e importación

Como ejercicio de robustez, se estimaron funciones impulso-respuesta que comparan directamente los efectos de un *shock* positivo en los precios de exportación con un *shock* negativo de igual magnitud en los precios de importación. La Figura 3 evalúa la existencia de asimetrías en el mecanismo de transmisión de los términos de intercambio sobre la economía nicaragüense. Si ambos *shock* operaran de forma simétrica, las respuestas deberían superponerse; sin embargo, las trayectorias muestran divergencias notorias, especialmente en las variables reales. En el corto plazo, los *shocks* a los precios de importación inducen disminuciones pronunciadas y persistentes en el producto, el consumo y la inversión, mientras que los *shocks* a los precios de exportación generan incrementos de menor magnitud y con amplitud estadística más limitada.

FIGURA 3: Asimetría de los *shocks* de exportación e importación



Fuente: Elaboración propia.

Estas diferencias sugieren que el canal dominante de transmisión de los términos de intercambio sobre la economía real opera a través de las importaciones, más que de las exportaciones. En particular, la mayor sensibilidad del producto y la balanza comercial ante un encarecimiento de las importaciones refleja la dependencia estructural del país respecto de bienes intermedios y de capital externos. Asimismo, el tipo de cambio real responde de forma más marcada ante *shocks* de importación, actuando

como amortiguador frente al deterioro de los precios relativos externos. En conjunto, la evidencia respalda la hipótesis de un impacto asimétrico de los *shocks* de precios, donde los efectos contractivos asociados a los aumentos en los precios de importación superan los efectos expansivos derivados de mejoras en los precios de exportación.

5. Conclusiones

Esta investigación proporciona una comprensión de cómo los *shocks* a los términos de intercambio impactan la dinámica macroeconómica de Nicaragua, destacando su persistencia y efectos significativos en variables clave. Los hallazgos subrayan la importancia de los *ToT* como un motor de fluctuaciones macroeconómicas y su capacidad para generar estímulos temporales que impulsan el crecimiento del producto, el consumo y la inversión. En este contexto, los resultados ofrecen una perspectiva sobre las interacciones entre *shocks* externos y el desempeño económico doméstico, resaltando su relevancia para el análisis macroeconómico de economías abiertas.

Los resultados de esta investigación destacan la importancia de los *shocks* a los términos de intercambio en la dinámica macroeconómica de Nicaragua, evidenciando su alta persistencia y capacidad para influir significativamente en variables clave. Las funciones de impulso-respuesta muestran que un *shock* positivo a los *ToT* genera un impacto inicial favorable en el producto, el consumo y la inversión, impulsando temporalmente la actividad económica. En la balanza comercial, este *shock* produce inicialmente un aumento en su saldo; sin embargo, conforme la economía se ajusta, la balanza comercial presenta un valor más bajo que el observado antes del *shock*, un comportamiento alineado con el marco teórico del efecto Obstfeld-Svensson-Razin (ORS), que refleja la interacción dinámica entre los *shocks* externos y las variables macroeconómicas internas.

La descomposición de la varianza resalta que los *shocks* a los *ToT* explican un porcentaje significativo de la variabilidad del PIB, alcanzando su máximo impacto en el mediano plazo, con una contribución del 27 por ciento en el noveno trimestre. Este hallazgo subraya la importancia de los términos de intercambio como un motor clave de las fluctuaciones macroeconómicas, aunque su efecto tiende a estabilizarse y disminuir ligeramente en el largo plazo. Por otro lado, el análisis muestra que el impacto de los *shocks* a los *ToT* sobre el tipo de cambio real no es significativo, lo que puede atribuirse

a ajustes compensatorios en precios internos y externos, desviando los efectos hacia otras variables.

Finalmente, la descomposición histórica evidencia que los *shocks* de absorción, en particular aquellos vinculados a fluctuaciones en la demanda interna, como la inversión y el consumo privado, han desempeñado un papel determinante en la dinámica de la balanza comercial durante la última década. Analizar estos *shocks* desde los canales de demanda y de efecto riqueza permite comprender cómo las variaciones en la absorción se traducen en ajustes del saldo comercial y, en última instancia, de la evolución macroeconómica en general.

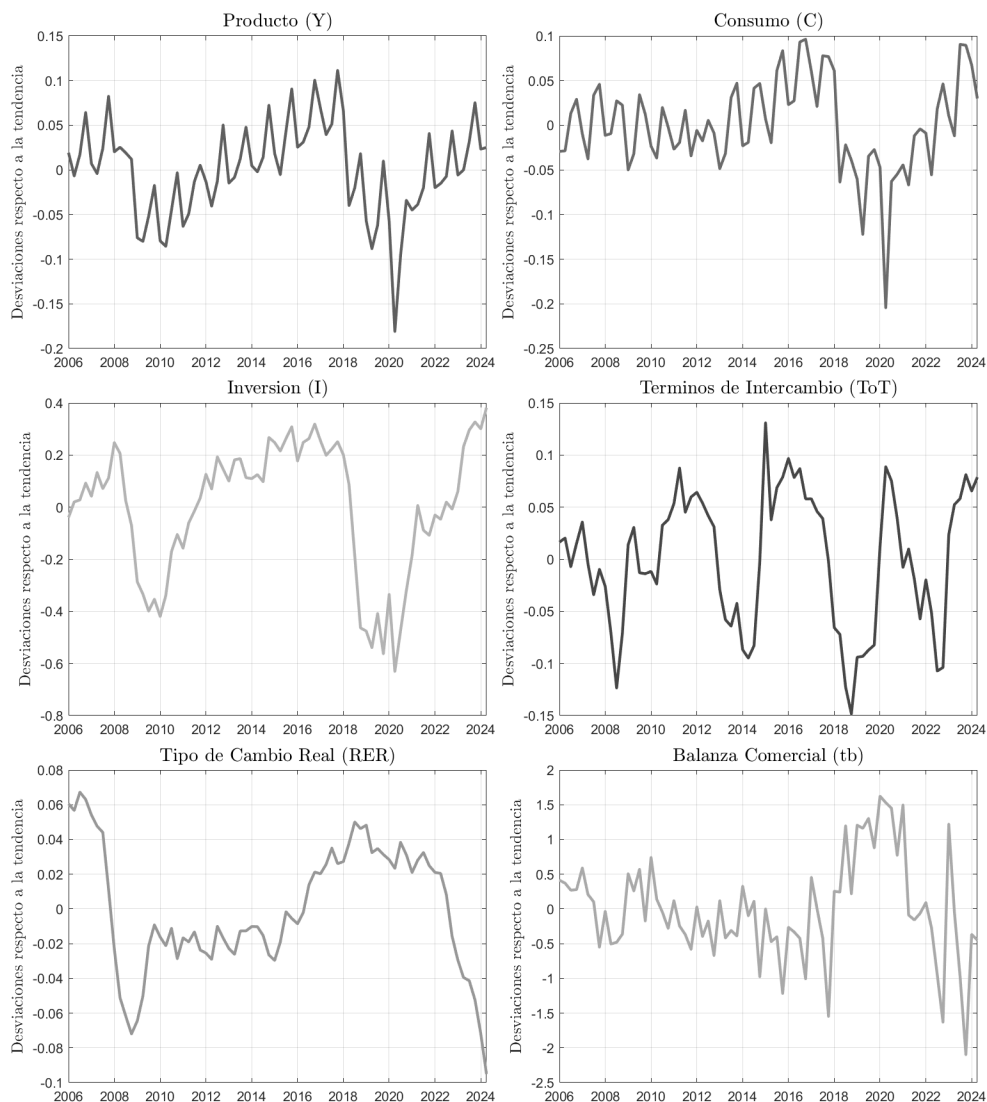
Referencias

- Aguirre, E. (2011), Business cycles in emerging markets and implications for the real exchange rate, PhD thesis, Doctoral dissertation, Ph. D. Dissertation, New York: Columbia University.
- Aquino, J. C. & Espino, F. (2013), 'Terms of trade and current account fluctuations: A vector autoregression approach', *Central Reserve Bank of Peru Working Paper Series No 8*.
- Backus, D. K., Kehoe, P. J. & Kydland, F. E. (1993), *International business cycles: theory and evidence*, number w4493, National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA.
- Backus, D. K., Kehoe, P. J. & Kydland, F. E. (1994), 'Dynamics of the trade balance and the terms of trade: The j-curve?', *The American Economic Review* **84**(1), 84–103.
URL: <http://www.jstor.org/stable/2117972>
- Blanchard, O. J. & Quah, D. (1989), 'The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances', *American Economic Review* **79**(4), 655–673.
- Broda, C. (2004), 'Terms of trade and exchange rate regimes in developing countries', *Journal of International economics* **63**(1), 31–58.
- Cesa-Bianchi, A. (2025), 'Vector autoregressions (vars) lecture notes', <https://sites.google.com/site/ambropo/LectureNotes?>
- Chia, W. M. & Alba, J. D. (2005), 'Terms-of-trade shocks and the current account', *Journal of Economic Integration* pp. 789–808.
- Chia, W.-m. & Alba, J. D. (2006), 'Terms-of-trade shocks and exchange rate regimes in a small open economy', *Economic Record* **82**, S41–S53.
- Di Pace, F., Juvenal, L. & Petrella, I. (2024), 'Terms-of-trade shocks are not all alike', *American Economic Journal: Macroeconomics* .
- Gámez, O. (2005), Identificación y medición de las contribuciones relativas de los shocks estructurales en la economía nicaragüense, Documentos de Trabajo DT 007-Octubre 2005, Banco Central de Nicaragua, Managua, Nicaragua.
- Harberger, A. C. (1950), 'Currency depreciation, income, and the balance of trade', *Journal of political Economy* **58**(1), 47–60.

- Kent, C. J. & Cashin, M. P. (2003), *The response of the current account to terms of trade shocks: persistence matters*, International Monetary Fund.
- Kilian, L. & Lütkepohl, H. (2017), *Structural Vector Autoregressive Analysis*, Cambridge University Press.
- Laursen, S. & Metzler, L. A. (1950), 'Flexible exchange rates and the theory of employment', *The Review of Economics and Statistics* **32**(4), 281–299.
- Lütkepohl, H. (2005), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer.
- Mendoza, E. G. (1995), 'The terms of trade, the real exchange rate, and economic fluctuations', *International Economic Review* pp. 101–137.
- Neusser, K. (2016), *Time Series Econometrics*, Springer.
- Obstfeld, M. (1982), Transitory terms-of-trade shocks and the current account: The case of constant time preference, Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Otto, G. (2003), 'Terms of Trade Shocks and the Balance of Trade: There is a Harberger-Laursen-Metzler Effect', *Journal of International Money and Finance* **22**(2), 155–184.
- Persson, T. & Svensson, L. E. (1985), 'Current account dynamics and the terms of trade: Harberger-laursen-metzler two generations later', *Journal of Political economy* **93**(1), 43–65.
- Schmitt-Grohé, S. & Uribe, M. (2018), 'How important are terms-of-trade shocks?', *International Economic Review* **59**(1), 85–111.
- Sims, C. A. (1980), 'Macroeconomics and reality', *Econometrica* **48**(1), 1–48.
- Svensson, L. E. & Razin, A. (1983), 'The terms of trade and the current account: The harberger-laursen-metzler effect', *Journal of political Economy* **91**(1), 97–125.
- Uribe, M. & Schmitt-Grohé, S. (2017), *Open economy macroeconomics*, Princeton University Press.

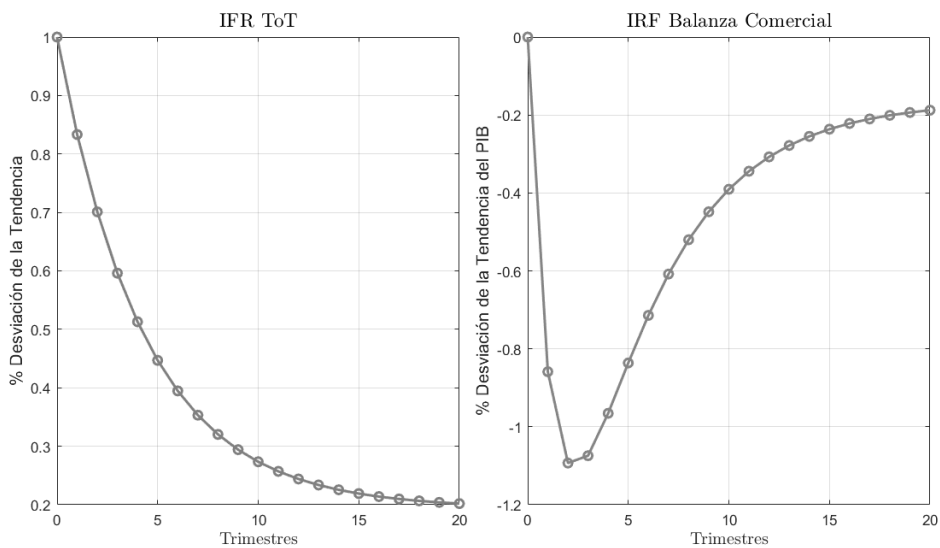
A. Anexos

FIGURA A1: Variables transformadas



Nota: Las variables están transformadas aplicando la desviación cuadrática respecto a la tendencia de cada variable real per cápita.

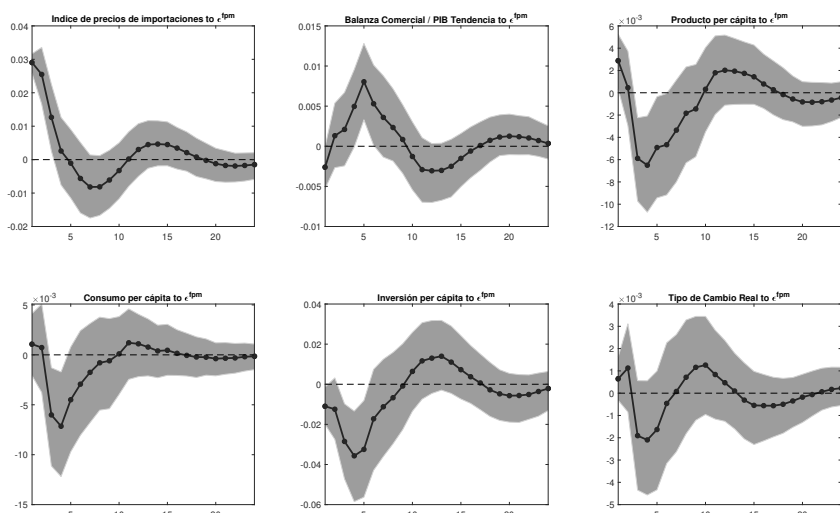
Fuente: Elaboración propia, datos de BCN, SECMCA, Banco Mundial.

FIGURA A2: Funciones de Impulso-Respuesta a un *Shock* en los Términos de Intercambio

Nota: Las funciones de impulso-respuesta (IRF) están normalizadas; el *shock* inicial representa un cambio del 1 %.

Fuente: Elaboración propia.

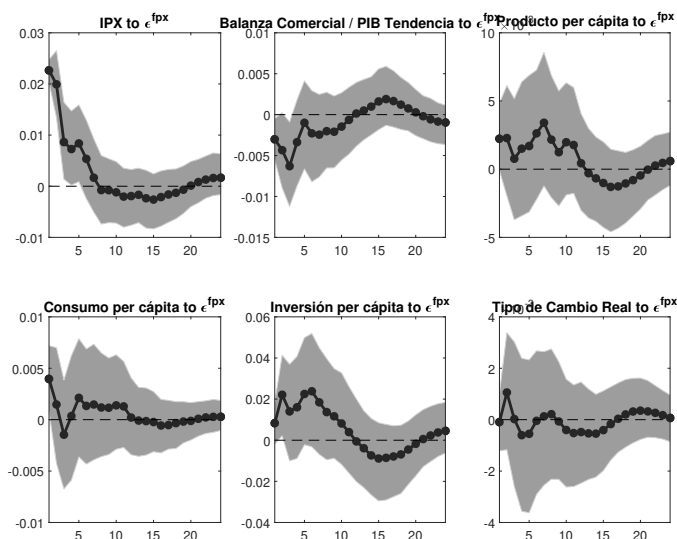
FIGURA A3: Funciones de Impulso-Respuesta a un *shock* en el Índice de Precios de Importación (IPM)



Nota: Las funciones de impulso-respuesta (IRF) representa el efecto de las variables ante una desviación estándar en IPM (FPM, por sus siglas en inglés).

Fuente: Elaboración propia.

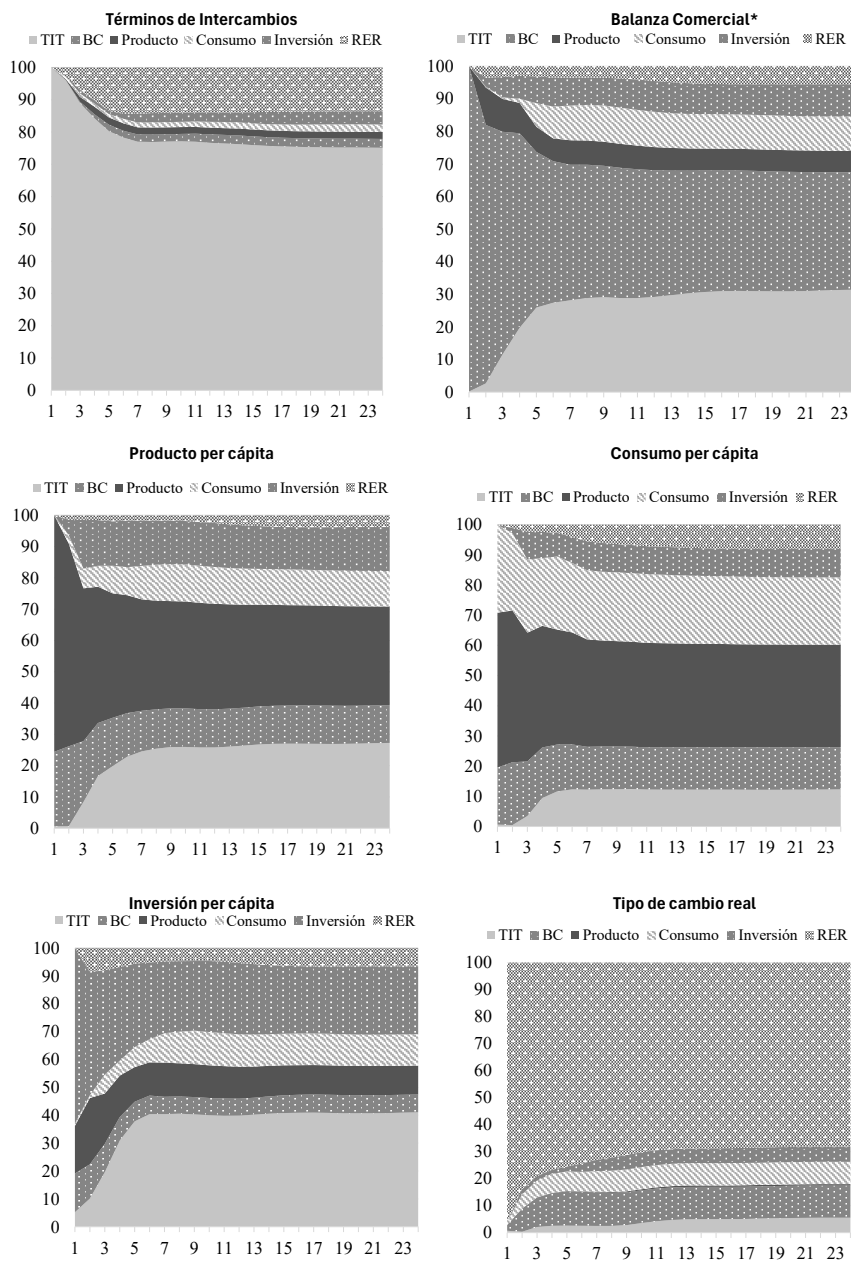
FIGURA A4: Funciones de Impulso-Respuesta a un *shock* en el Índice de Precios de Exportaciones (IPE)



Nota: Las funciones de impulso-respuesta (IRF) representa el efecto de las variables ante una desviación estándar en IPE (FPX, por sus siglas en inglés).

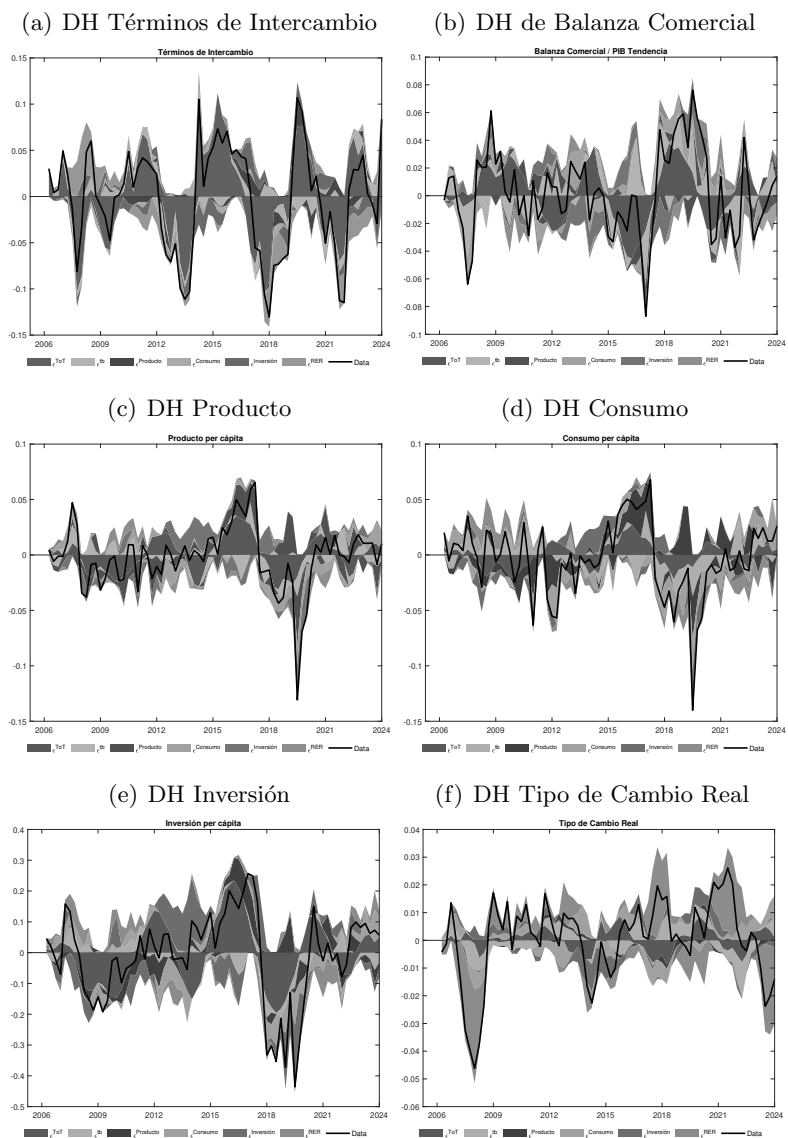
Fuente: Elaboración propia.

FIGURA A5: Descomposición de la varianza de las variables macroeconómicas



Fuente: Elaboración propia, datos de BCN, SECMCA, BM.

FIGURA A6: Descomposición Histórica de variables macroeconómicas



Fuente: Elaboración propia.

El efecto de las provisiones en el ciclo del crédito

Christian Bejarano Chavarría*

Resumen

Las provisiones por pérdidas crediticias son reservas que la banca constituye con cargo a resultados para absorber potenciales deterioros de su cartera. Si bien su objetivo es preservar la solvencia, su interacción con el ciclo financiero puede ser ambigua dependiendo del diseño regulatorio. En este documento se analiza dicho efecto en Nicaragua mediante un modelo de Vectores Autorregresivos Estructurales (SVAR) con datos para el período 2004-2024. Los resultados indican que el gasto en provisiones actúa como un canal de transmisión relevante: un *shock* de 1 punto porcentual en el ratio de provisiones a cartera bruta genera una contracción persistente de hasta 1 punto porcentual en la brecha del crédito. La evidencia confirma que en Nicaragua ha predominado un esquema retrospectivo y procíclico, que tiende a amplificar la volatilidad del ciclo crediticio. En este contexto, los hallazgos validan la importancia de fortalecer el marco macroprudencial mediante la reactivación de las provisiones anticíclicas en 2022 y la implementación del colchón de capital contracíclico en 2025, con el fin de dotar al sistema de mayor estabilidad y reducir la prociclicidad de la oferta crediticia.

Palabras Clave: Política Macroprudencial, Sistema Financiero, Capital.

Códigos JEL: C32, G21, E44.

* El autor pertenece a la Gerencia de Análisis Financiero del Banco Central de Nicaragua. Para comentarios comunicarse al correo: cbejarano@bcn.gob.ni. El contenido de este documento es de exclusiva responsabilidad de su(s) autor(es) y no necesariamente representa la posición oficial del Banco Central de Nicaragua.

1. Introducción

La evidencia empírica muestra que en general la banca tiende a operar de manera procíclica: en las fases de expansión, los estándares de crédito se relajan y se fomenta una mayor asunción de riesgos, acumulando vulnerabilidades que se materializan con fuerza durante las fases adversas del ciclo. Esto provoca que las recesiones económicas no solo detengan el crecimiento, sino que también generen una severa contracción de la oferta de crédito, amplificando la disminución inicial de la actividad económica.

En respuesta a esta dinámica, y en especial tras la crisis financiera global de 2008, la política macroprudencial se ha consolidado como un pilar fundamental en la regulación moderna. Su objetivo es mitigar el riesgo sistémico y suavizar el ciclo financiero, actuando como un contrapeso a la tendencia natural del sistema a tomar riesgos excesivos en épocas de bonanza.

Dentro del conjunto de herramientas macroprudenciales, las provisiones por pérdidas crediticias ocupan un lugar relevante. Estas son reservas que la banca establece contra sus utilidades para absorber potenciales pérdidas de su cartera. Aunque su objetivo es suavizar las fluctuaciones del capital, su efecto sobre el ciclo del crédito es ambiguo y depende de manera crítica del marco normativo.

Un enfoque retrospectivo (*backward-looking*), que reconoce las pérdidas solo después de que se materializan, tiende a ser procíclico, pues restringe el crédito en las recesiones y lo expande en las bonanzas. En contraste, un enfoque prospectivo (*forward-looking*), que anticipa las pérdidas esperadas, tiene el potencial de atenuar la volatilidad y fortalecer la resiliencia del sistema.

Este documento tiene como objetivo analizar el efecto de las provisiones sobre el ciclo del crédito en Nicaragua, empleando un Modelo de Vectores Autorregresivos Estructural (SVAR) con datos trimestrales para el período 2004-2024. En primer lugar, se encuentra que un *shock* idiosincrático de 1 punto porcentual en el ratio de gasto en provisiones a cartera bruta genera una contracción persistente de hasta 1 punto porcentual en la brecha del crédito.

En segundo lugar, el modelo confirma que el sistema nicaragüense ha operado de forma procíclica: el gasto en provisiones disminuye durante las expansiones económicas, amplificando el impacto de los *shocks* macroeconómicos sobre el crédito. A partir de estos hallazgos, se simulan escenarios de política alternativos cuyos resultados sugieren que migrar hacia una regla de

provisiones anticíclica podría reducir considerablemente la volatilidad del ciclo del crédito.

El documento se estructura de la siguiente manera: la Sección 2 revisa la literatura relevante; la Sección 3 presenta los hechos estilizados sobre las provisiones crediticias en Nicaragua; la Sección 4 detalla la metodología econométrica; la Sección 5 expone y analiza los resultados; y la Sección final resume las conclusiones del estudio.

2. Revisión de Literatura

2.1. Generalidades

Las Provisiones por Pérdidas Crediticias son reservas que las entidades bancarias constituyen a partir de sus ganancias para cubrir las pérdidas esperadas asociadas a préstamos morosos (Oosterbosch 2010). Funcionan como una herramienta clave de gestión de riesgo que, al anticipar dichas pérdidas, permite a los bancos suavizar las fluctuaciones del capital y preservar su estabilidad financiera.

La literatura económica, según Pool et al. (2015), distingue dos enfoques para la constitución de estas provisiones. El enfoque retrospectivo (*backward-looking*) solo reconoce las pérdidas una vez que ha ocurrido un evento de incumplimiento. En consecuencia, durante las expansiones económicas, las dotaciones a provisiones tienden a ser bajas y se incrementan abruptamente cuando el ciclo se revierte y los impagos aumentan, lo que genera un comportamiento procíclico.

En contraste, el enfoque prospectivo (*forward-looking*) busca estimar las pérdidas crediticias esperadas antes de que se materialicen. Bajo este criterio, los bancos acumulan provisiones durante los períodos de auge económico para disponer de un amortiguador financiero precisamente cuando el ciclo se torna adverso.

La evidencia internacional sugiere un predominio histórico del enfoque retrospectivo, el cual tiende a amplificar los ciclos del crédito. Así, Bikker & Metzmakers (2005), para una muestra de 29 países de la OCDE, encuentran una relación negativa entre el crecimiento del PIB y el nivel de provisiones. En esta misma línea, Laeven & Majnoni (2003) demuestran que, durante períodos de rápido crecimiento del crédito, las entidades tienden a postergar el reconocimiento de pérdidas, adoptando una postura menos prudente.

Por su parte, [Bouvatier & Lepetit \(2008\)](#), al analizar 186 bancos europeos para el período 1992-2004, concluyeron que los requerimientos de provisiones retrospectivas amplificaron las fluctuaciones del crédito en aquellos bancos con restricciones de capital. [Pool et al. \(2015\)](#) no solo obtienen resultados similares para 12 países de la OCDE, sino que además advierten que un aumento de las provisiones eleva el costo del financiamiento y reduce tanto el volumen de préstamos como la actividad económica.

Sin embargo, esta práctica no es universal. [Packer et al. \(2014\)](#) encuentran que en diversos países de Asia la constitución de provisiones contracíclicas ha ganado tracción desde la crisis financiera de finales de los noventa. El autor observa una fuerte evidencia de “suavización de ingresos” (*income smoothing*) en China, India y el Sudeste Asiático, en línea con hallazgos previos para economías industrializadas.

Un motivo clave de este sesgo hacia los esquemas retrospectivos, según [Pool et al. \(2015\)](#), reside en los marcos contables. La antigua Norma Internacional de Contabilidad 39, por ejemplo, establecía un “modelo de pérdidas incurridas” que solo permitía reconocer deterioros tras un evento de pérdida observable. Esta norma impedía constituir provisiones basadas en expectativas, lo que resultaba en un reconocimiento tardío y procíclico de las pérdidas. Cabe destacar que fue sustituida por la Norma Internacional de Información Financiera 9, que introduce un modelo de “pérdidas esperadas” más alineado con el enfoque prospectivo.

Adicionalmente, existe un componente psicológico. Durante las expansiones, como señala [Kindleberger & Aliber \(2005\)](#), los agentes económicos tienden a un mayor optimismo, lo que los lleva a asumir más riesgo y endeudamiento. Como resultado, el sistema financiero en su conjunto subestima el riesgo acumulado.

Frente a esta prociclicidad, la literatura teórica destaca las ventajas de los esquemas prospectivos. Al reservar recursos durante las expansiones, los bancos pueden absorber las pérdidas en las recesiones de forma más solvente, reduciendo la necesidad de restringir abruptamente el crédito. Este mecanismo no solo contribuye a suavizar la volatilidad del crédito y del ciclo económico, sino que también refuerza la calidad del capital regulatorio y la resiliencia del sistema bancario.

En un marco de equilibrio parcial, [Bouvatier & Lepetit \(2012\)](#) demuestran que las provisiones prospectivas pueden eliminar la prociclicidad en los estándares de préstamo. Utilizando modelos DSGE, [Agénor & Zilberman \(2015\)](#) concluyen que este tipo de provisiones reduce la volatilidad de las

variables financieras y reales, mientras que [Zilberman et al. \(2014\)](#) subrayan su importancia para mitigar las pérdidas de bienestar social.

En el plano empírico, un estudio de referencia es el de [Jiménez et al. \(2017\)](#), quienes examinan el sistema de provisiones dinámicas implementado en España en el año 2000. Dicho sistema exigía a los bancos acumular fondos en fases de expansión para ser utilizados durante las recesiones, y el estudio evalúa su impacto en los ciclos de crédito y en variables reales como el rendimiento, el empleo y la supervivencia de las empresas.

Para establecer una relación causal, los autores aplican una estrategia de diferencias en diferencias, aprovechando la exposición heterogénea de los bancos al cambio regulatorio. Además, incorporan efectos fijos empresa-tiempo para aislar el efecto de la oferta de crédito de las fluctuaciones en la demanda. Los resultados se basan en datos microeconómicos de la Central de Información de Riesgos (CIR) de España, que contiene información a nivel de préstamo, empresa y banco.

Sus hallazgos muestran que, durante las expansiones, los bancos sujetos a mayores exigencias de provisiones restringieron marginalmente su oferta de crédito. Sin embargo, el efecto agregado fue limitado, ya que las empresas lograron sustituir dichas fuentes de financiamiento. Más importante aún, durante la crisis financiera global, los colchones de provisiones preacumulados amortiguaron la contracción del crédito (*credit crunch*). Concretamente, las empresas financiadas por los bancos más provisionados experimentaron un mayor crecimiento del empleo y una mayor probabilidad de supervivencia.

Finalmente, para el caso de Colombia, [López et al. \(2014\)](#) estudian la introducción de un componente contracíclico en las provisiones a partir de 2007. Mediante el uso técnicas de emparejamiento (*matching*) con microdatos, los autores muestran que la medida fue efectiva para suavizar el ciclo de crédito y moderar la toma de riesgos por parte de las entidades bancarias.

2.2. Estudios en Nicaragua

En el ámbito local, esta revisión de literatura se enfoca en la interrelación de cuatro elementos fundamentales: el entorno macroeconómico, el riesgo de crédito, el rol de las provisiones y la dinámica de la cartera crediticia. En primer lugar, diversos estudios han documentado una marcada correlación entre el ciclo económico y el riesgo crediticio del sistema bancario. Por ejemplo, [Urcuyo \(2010\)](#) y [Bello & Urcuyo \(2011\)](#), mediante modelos de regresión lineal para el período 2005-2010, encontraron que el ratio de morosidad se asocia

de manera significativa con variables como el Índice Mensual de Actividad Económica (IMAE), las tasas de interés activas, los salarios reales y la inflación.

Posteriormente, [Bejarano \(2019\)](#) señaló una limitación clave de este enfoque: el ratio de morosidad presenta un rezago inherente, dado que un crédito solo se reclasifica como vencido tras superar los 90 días de impago. Para superar esta deficiencia, el autor propuso un indicador de “probabilidad de incumplimiento” (PD) construido a partir de las clasificaciones de riesgo de la cartera, el cual captura su deterioro de forma más oportuna.

La capacidad predictiva de este indicador fue validada mediante pruebas de causalidad de Granger, que demostraron que la PD tiende a anticipar las variaciones futuras del ratio de morosidad. Finalmente, utilizando este indicador en modelos econométricos no lineales para el período 2008-2018, el autor corrobora los hallazgos previos, reafirmando que las mismas variables macroeconómicas son determinantes clave del riesgo de crédito.

En cuanto a las provisiones, tanto [Bello & Urcuyo \(2011\)](#) como [Bejarano \(2019\)](#) explican que la normativa local exige clasificar la cartera según los días de mora y aplicar un porcentaje de provisión fijo para cada categoría. Sin embargo, [Bejarano \(2019\)](#) advierte que esta metodología puede conducir a un aprovisionamiento insuficiente (*under-provisioning*) durante períodos de estabilidad aparente. Su argumento se basa en que las provisiones son un gasto que reduce la rentabilidad y la adecuación de capital, lo que incentiva a los bancos a mantener solo el mínimo regulatorio. Por lo tanto, si la calidad observada de la cartera es mejor que su riesgo subyacente, puede generarse un déficit de provisiones. Es pertinente notar que el autor no explora la posibilidad de un sobreaprovisionamiento en períodos de estrés.

Dentro de esta discusión, [Peña \(2013\)](#) estima un nivel de provisiones utilizando matrices de transición, que modelan la probabilidad de que un deudor migre de una categoría de riesgo a otra. Si bien este enfoque permite diferenciar el riesgo por tipo de crédito y a lo largo del tiempo (2008-2013), no es inmune a la crítica de [Bejarano \(2019\)](#), pues un entorno macroeconómico benigno podría subestimar las probabilidades de transición futuras.

Por su parte, [Bello & Urcuyo \(2011\)](#) realizaron pruebas de estrés en las que utilizan las provisiones como canal de transmisión para simular el impacto de un deterioro crediticio sobre la solvencia bancaria. Su ejercicio, realizado con datos a mayo de 2011, concluyó que el sistema era mayoritariamente resiliente.

No obstante, dicho análisis asume implícitamente que los activos ponderados por riesgo permanecen constantes. Esta es una limitación importante, ya que trabajos más recientes como los de [Bejarano \(2023\)](#) y [Torres \(2022\)](#) muestran que un aumento en el riesgo de impago induce una contracción en la oferta de crédito, afectando directamente al denominador del ratio de capital.

Específicamente, [Torres \(2022\)](#) estima que un aumento en el riesgo del sector agrícola reduce la proporción de la cartera de crédito destinada a este. Para establecer causalidad, el autor emplea una estrategia de Variables Instrumentales, utilizando los precios internacionales de los *commodities* y las condiciones climatológicas como instrumentos del riesgo crediticio.

Finalmente, el estudio de [Bejarano \(2023\)](#) constituye el antecedente empírico más directo para esta investigación. En su análisis para el período 2003-2023, el autor estima que aproximadamente el 70 % de la volatilidad del crédito bancario se explica por *shocks* de oferta, impulsados por variaciones en los depósitos y el riesgo de cartera.

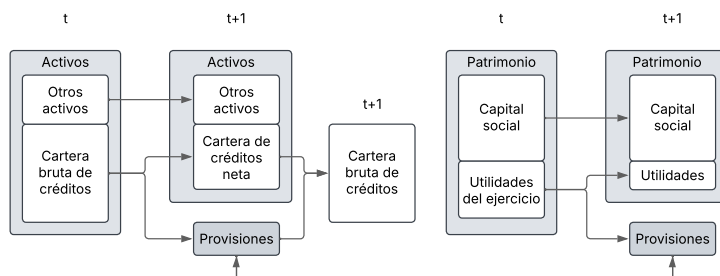
No obstante, aunque plantea que las provisiones por pérdidas crediticias son un canal de transmisión del riesgo, su efecto aislado no es evaluado empíricamente. La presente investigación busca llenar precisamente ese vacío. Para ello, se utiliza como referencia el marco metodológico de dicho autor, con el fin de evitar sesgos por omisión de variables relevantes.

3. Hechos estilizados

3.1. Provisiones por incobrabilidad de cartera

Contablemente, la constitución de provisiones se registra como un gasto cuya contrapartida reduce la cartera de crédito neta¹, disminuyendo de forma simultánea el activo y el patrimonio de la entidad (Véase Figura 1). Esto implica que la medición de provisiones se puede realizar a través del flujo en el Estado de Resultados (ER) y del saldo del Estado de Situación Financiera (ESF). En este documento se utiliza el flujo del ER ya que refleja principalmente la constitución/reversión de las mismas, en cambio, el saldo del ESF también refleja otras operaciones como el saneamiento de cartera.

FIGURA 1: Constitución de provisiones



Fuente: Elaboración propia.

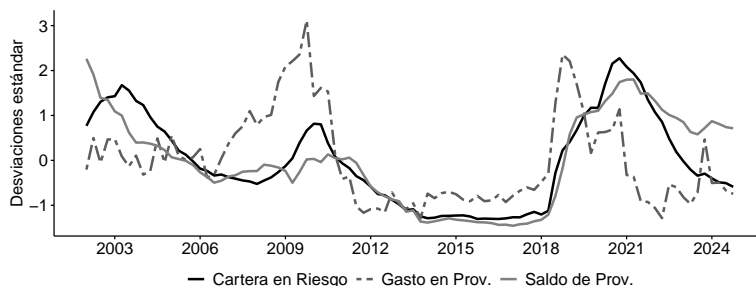
Por ejemplo, en la Figura 2 se presenta la evolución del gasto en provisiones, del saldo de provisiones y de la cartera en riesgo, todas como porcentaje de la cartera bruta de créditos. En esta se aprecia que durante la crisis financiera de 2008, el sistema bancario aumentó de manera significativa el gasto en provisiones pero el saldo se mantuvo relativamente estable, lo cual fue consecuencia del elevado saneamiento de cartera durante este período.

En contraste, durante la crisis sociopolítica y la pandemia, la cobertura de provisiones aumentó en línea con el mayor gasto de provisiones y un bajo nivel de saneamiento. Este último fue resultado del otorgamiento de las condiciones especiales para la renegociación de adeudos establecidas por la

¹Nótese que este registro no altera el saldo de la cartera de crédito bruta, ya que todavía no se realiza un saneamiento de cartera.

Superintendencia de Bancos y Otras Instituciones Financieras (SIBOIF)², lo que permitió que estos préstamos no llegasen a un incumplimiento definitivo.

FIGURA 2: Ratios de provisión y cartera en riesgo a cartera bruta

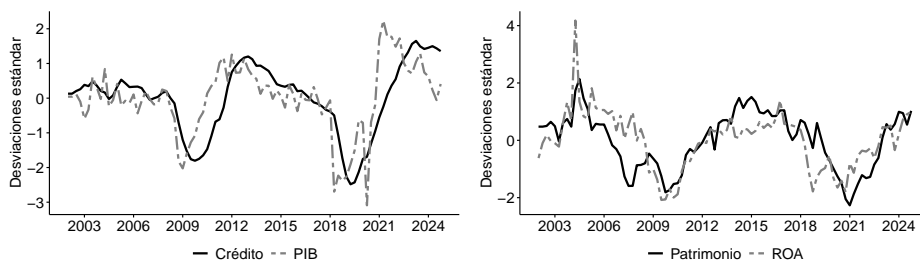


Nota: Todas las están estandarizadas para ajustar escala.

Fuente: Elaboración propia con datos de SIBOIF y BCN.

Por otra parte, el gasto en provisiones correlaciona de manera negativa y significativa con el ciclo económico y el ciclo del crédito, lo cual es resultado del requerimiento regulatorio de provisiones. De acuerdo con la normativa de gestión del riesgo crediticio³, las instituciones financieras deben clasificar sus préstamos según los días de mora y la capacidad de pago del deudor.

FIGURA 3: Ciclo del PIB, del crédito y del patrimonio



Nota: Todas las variables están estandarizadas para ajustar escala.

Fuente: Elaboración propia con datos de SIBOIF y BCN.

En función de dicha clasificación, deberán constituir provisiones para cubrir el potencial riesgo de impago, las que oscilan desde el 1 por ciento para la

²Véase SIBOIF (2018).

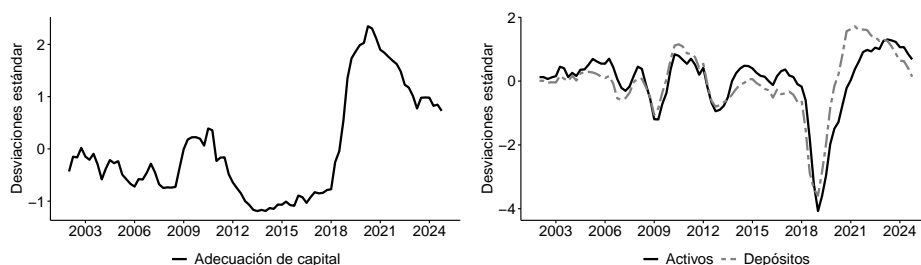
³Véase SIBOIF (2008).

categoría A^{4 5} hasta el 100 por ciento para la categoría E (5 % y 20 % para las categorías B y C, y 50 % para la D).

Por tanto, ante un *shock* macroeconómico negativo que afecte la calidad de la cartera, el porcentaje de provisiones requeridas aumenta. Esto reduce la rentabilidad y el patrimonio de la institución financiera, comprometiendo su capacidad para cumplir los requisitos regulatorios de capital.

Para mitigar este impacto, las entidades bancarias podrían realizar aportes de capital, sin embargo, la Figura 3 refleja que ante períodos de estrés el patrimonio en realidad se desacelera. En cambio, las instituciones bancarias optan por reducir su apalancamiento disminuyendo de manera significativa el saldo de cartera bruta. Debido a esta respuesta del sistema bancario, en períodos de estrés financiero su adecuación de capital no ha presentado deterioros significativos.

FIGURA 4: Adecuación de capital y ciclo de los activos y depósitos



Nota: Todas las variables están estandarizadas para ajustar escala.

Fuente: Elaboración propia con datos de SIBOIF y BCN.

Finalmente, es importante destacar el episodio de 2018, cuando los eventos sociopolíticos desencadenaron una dinámica particular. A pesar del contexto sociopolítico, la adecuación de capital del sistema bancario aumentó notablemente. Este fenómeno se explica por la masiva salida de depósitos, que obligó a las entidades a un rápido desapalancamiento. Si bien recurrieron a reportos con el BCN como medida de corto plazo, la solución estructural fue reducir el tamaño de su cartera de créditos (Véase [Bejarano \(2023\)](#) para más detalle). Dicha contracción, al disminuir los activos ponderados por riesgo, fue el factor determinante detrás de la mejora en el indicador de solvencia.

⁴Dicho porcentaje de provisiones se aplica al saldo no cubierto por garantías líquidas elegibles como mitigantes de riesgo (véase normativa para mayor detalle).

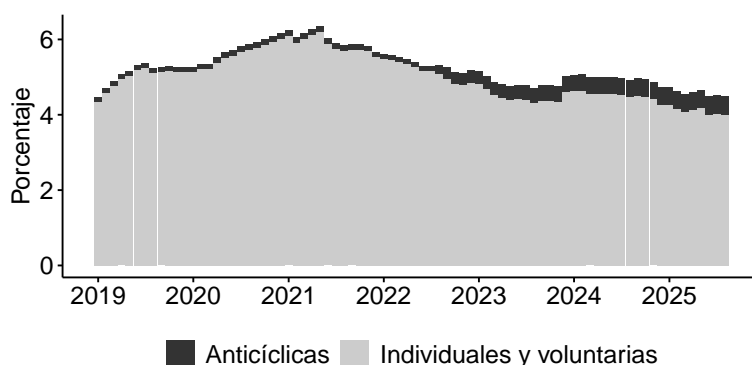
⁵Excepto los préstamos de consumo, cuya provisión mínima es del 2 %.

3.2. Provisiones anticíclicas

Para contrarrestar la naturaleza procíclica de las provisiones por riesgo de crédito, la SIBOIF emitió en septiembre de 2017 la norma sobre provisiones anticíclicas⁶. Este marco regulatorio requiere que las entidades financieras acumulen un fondo durante las fases de expansión económica, utilizable para absorber pérdidas crediticias en escenarios de contracción sistémica y así suavizar el impacto en su solvencia.

No obstante, el deterioro macroeconómico que inició en 2018 provocó que la SIBOIF tuviese que suspender la constitución del Fondo de Provisiones Anticíclicas (FPA). Su acumulación fue reanudada a partir del segundo semestre de 2022, una vez que el entorno económico se había tornado favorable.

FIGURA 5: Cobertura de provisiones a cartera bruta



Fuente: Elaboración propia con datos de SIBOIF y BCN.

Los datos a agosto de 2025 revelan que las provisiones anticíclicas acumuladas equivalen a cerca del 11 por ciento del saldo total de provisiones y cubren un 0.50 por ciento de la cartera bruta. Para dimensionar esta cifra, la proporción de cartera en riesgo sobre la cartera total ha promediado un 8.4 por ciento durante el período 2002-2024. Si bien el fondo se encuentra en una fase incipiente y aún no cuenta con recursos suficientes para absorber un choque adverso de magnitud considerable, su reactivación representa un paso fundamental a futuro para fortalecer la resiliencia del sistema financiero.

⁶Véase SIBOIF (2017).

4. Método

La estrategia empírica se basa en un modelo de Vectores Autorregresivos Estructurales, definido como:

$$D_0 Y_t = \sum_{i=1}^p D_i Y_{t-i} + \eta_t. \quad (1)$$

donde Y_t es un vector de k variables endógenas; D_0 es una matriz $k \times k$ que recoge las relaciones contemporáneas entre las variables; D_i son las matrices de coeficientes autorregresivos para $i = 1, \dots, p$; y η_t es un vector de innovaciones estructurales tal que $E[\eta_t \eta_t'] = \Sigma_\eta$, con Σ_η diagonal.

Como los parámetros estructurales de la ecuación 1 no pueden estimarse directamente, se premultiplica por la inversa D_0^{-1} para obtener la forma reducida:

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

donde $A_i = D_0^{-1} D_i$ y los errores de forma reducida son $\mu_t = D_0^{-1} \eta_t$. Para recuperar los choques estructurales η_t a partir de los residuos estimados $\hat{\mu}_t$ es necesario imponer restricciones de identificación.

Este estudio emplea una descomposición de Cholesky, que corresponde a un esquema de identificación recursivo de corto plazo. Bajo este enfoque, el orden de las variables en el vector Y_t determina sus respuestas contemporáneas: la primera variable no reacciona a ningún otro choque en el mismo período; la segunda solo reacciona a la primera; la tercera a las dos primeras, y así sucesivamente.

El orden de las variables seleccionadas para la identificación es el siguiente:

- Producto Interno Bruto (PIB) real de Estados Unidos (EE.UU.).
- PIB real de Nicaragua.
- Saldo de depósitos del público.
- Ratio de cartera en riesgo a cartera bruta de créditos.
- Ratio de gasto por provisiones a cartera bruta de créditos.
- Saldo de cartera bruta de créditos.
- Rentabilidad del activo (ROA).
- Adecuación de capital.

Además de la estrategia de identificación de corto plazo, se incluye un bloque exógeno cuyos rezagos respetan la misma estructura triangular (tipo

Cholesky): la primera variable solo depende de sus propios rezagos; la segunda depende de los rezagos de la primera y la segunda; la tercera depende de los rezagos de las tres primeras; y así sucesivamente.

Los datos tienen una frecuencia trimestral y cubren el período comprendido entre 2004 y 2024. Para asegurar la consistencia de la muestra y evitar quiebres estructurales por la entrada o salida de entidades, solo se incluyeron aquellas instituciones bancarias que operaron de manera ininterrumpida durante todo el período de análisis.

Un ejemplo ilustrativo de este criterio es la exclusión del Banco Produzcamos. Aunque dicha entidad existe desde 2010, su incorporación estadística al sistema bancario se produjo tras el cambio del manual de cuentas en 2019. Dado que este es un banco de segundo piso con una adecuación de capital excepcionalmente alta, su inclusión elevaría artificialmente la adecuación de capital agregada a partir de 2019, por lo que se excluye de la muestra.

En cuanto a la transformación de las series, todas fueron desestacionalizadas mediante el método Census-X13 y fueron trimestralizadas a partir de un promedio simple de los valores mensuales (excepto las series de PIB, que ya se encontraban en periodicidad trimestral). Con la excepción de los ratios de provisiones y el ROA, todas las variables se introducen en el modelo como desviaciones porcentuales respecto a su tendencia de largo plazo, la cual fue estimada mediante un filtro de Hodrick-Prescott de una cola con un parámetro $\lambda = 1600$.

5. Resultados

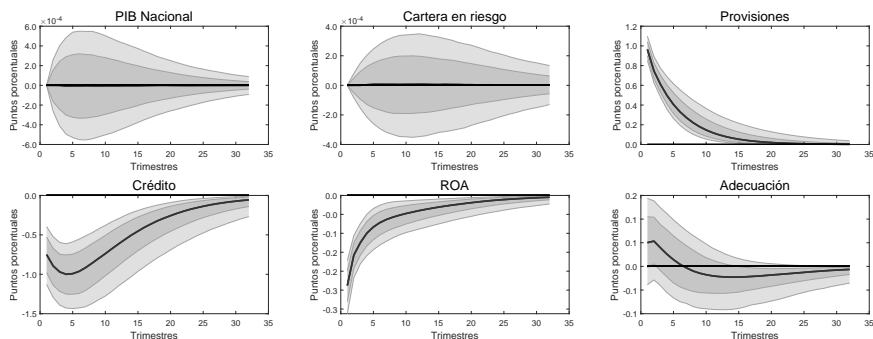
5.1. Impacto de las Provisiones en el Ciclo Crediticio

En esta Sección se analizan las Funciones Impulso Respuesta (por sus siglas en inglés, IRF) obtenidas de la estimación del modelo SVAR descrito en la Sección 4. En primer lugar, se estudia el impacto de un choque idiosincrático en el gasto de provisiones, un evento que por construcción es ortogonal a las fluctuaciones del ciclo económico y a los cambios en el riesgo agregado de la cartera.

Este aumento en las provisiones podría responder, por ejemplo, a mayores requerimientos regulatorios ante un evento aislado que afecte a clientes específicos, o a cambios puntuales en la clasificación de riesgo que no se traduzcan inmediatamente en una reestructuración o vencimiento de los créditos.

Los resultados de la estimación indican que un aumento transitorio del gasto en provisiones contrae de manera persistente el crédito (ver Figura 6). Específicamente, un incremento de 1 punto porcentual (p.p.) en el ratio de gasto en provisiones a cartera bruta se traduce en una reducción de hasta 1 p.p. en la brecha del crédito real respecto a su tendencia.

FIGURA 6: IRF ante *shock* a las provisiones

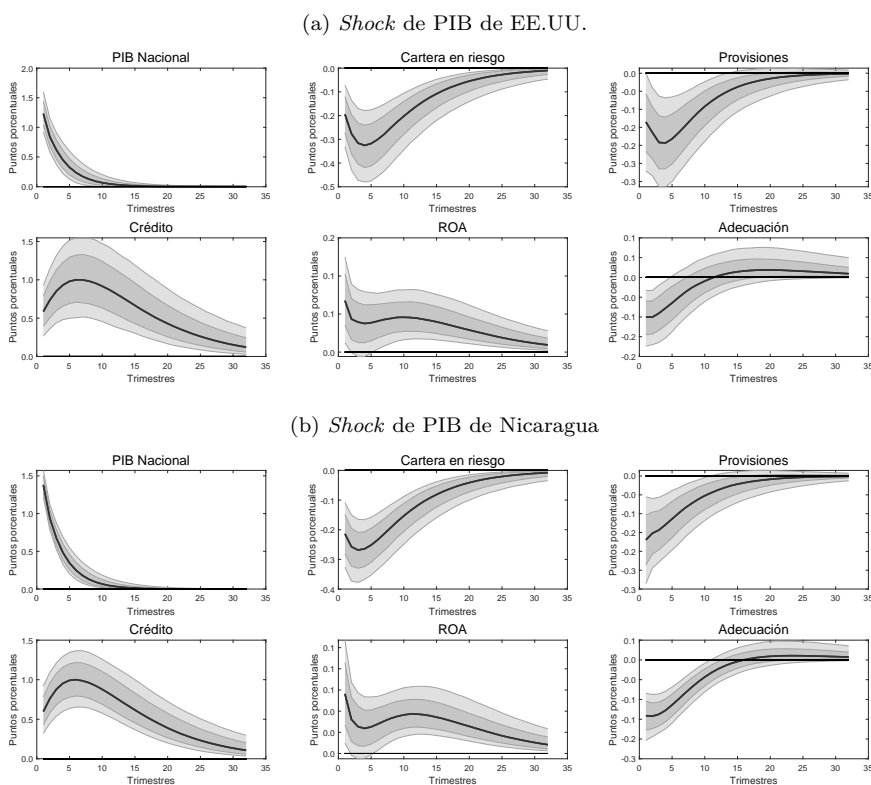


Nota: Las áreas sombreadas corresponden a los intervalos de confianza al 68 y 90 por ciento.
Fuente: Elaboración propia.

El modelo también muestra que el ROA se contrae 0.27 puntos porcentuales de forma inmediata. Esta reacción es transitoria, y el ROA retorna a su estado de equilibrio de forma relativamente rápida. En cuanto a la adecuación

de capital, esta aumenta ligeramente al momento del impacto, aunque su efecto no es estadísticamente significativo. Esta reacción es consistente con la hipótesis de que los bancos en Nicaragua tienden a compensar el deterioro en el crecimiento del capital contrayendo el crecimiento de su cartera de créditos, a fin de evitar el incumplimiento de los requerimientos de capital.

FIGURA 7: IRF ante choques macroeconómicos



Nota: Las áreas sombreadas corresponden a los intervalos de confianza al 68 y 90 por ciento.
Fuente: Elaboración propia.

En segundo lugar, se analiza el papel del gasto en provisiones ante la materialización de choques macroeconómicos, tanto provenientes del exterior (Figura 7a) como internos (Figura 7b). Para facilitar la comparación, todas las respuestas se escalan de modo que el impacto máximo sobre el componente cíclico del crédito equivalga a 1 punto porcentual.⁷

⁷La escala se obtiene al dividir cada trayectoria de la IRF por el valor máximo (en valor

Las respuestas del modelo son cualitativamente similares ante ambos tipos de choques. La estimación indica que una expansión del PIB reduce la cartera en riesgo y, consecuentemente, el gasto en provisiones. Esta reducción en las provisiones, junto al mayor dinamismo económico, conduce a una expansión sostenida del crédito bancario.

El modelo indica que el ROA aumenta, en línea con un mayor ingreso por cartera de crédito y el menor gasto en provisiones. Por su parte, la adecuación de capital disminuye, ya que el crecimiento de los activos ponderados por riesgo supera la mejora en el patrimonio. En conjunto, estos resultados confirman el comportamiento procíclico del sistema bancario: las expansiones económicas relajan el gasto en provisiones y, con ello, las condiciones crediticias, lo que impulsa aún más el crecimiento del crédito.

5.2. Simulación de Políticas de Provisiones Alternativas

A partir de estos resultados, se plantea una pregunta de política clave: si el comportamiento endógeno de las provisiones amplifica el ciclo del crédito, ¿en qué medida una regulación de provisiones alternativa podría amortiguar dicha volatilidad? Para responder a esta pregunta, se realiza un ejercicio de simulación que aprovecha los dos hallazgos anteriores del modelo SVAR.

El experimento consiste en combinar la respuesta del sistema ante un *shock* macroeconómico (el escenario base) con un *shock* de política de provisiones (el instrumento correctivo). Específicamente, se utilizan las IRF estimadas para construir escenarios contrafactuales. Al añadir un *shock* idiosincrático a las provisiones de magnitud y dirección controlada simultáneamente a un *shock* macroeconómico, es posible simular el comportamiento del sistema bajo una regla de política alternativa.

Se consideran tres configuraciones:

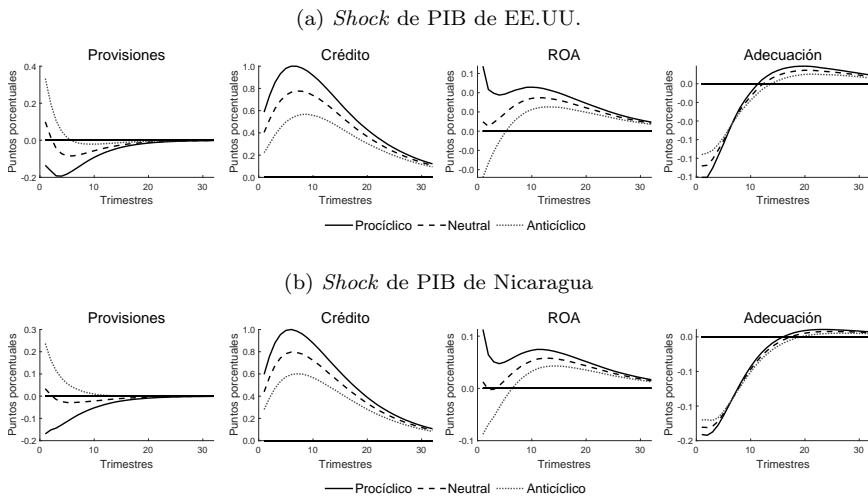
1. **Procíclica (línea base):** Representa la respuesta natural del sistema, estimada en el modelo SVAR, donde las provisiones disminuyen durante las expansiones económicas.
2. **Neutral:** Simula una intervención donde se inyecta un *shock* positivo a las provisiones justo lo suficiente para neutralizar la disminución procíclica. En este escenario, el gasto en provisiones permanece estable ante el *shock* macroeconómico.
3. **Anticíclica:** Simula una intervención más agresiva. El *shock* a las

absoluto) de la respuesta del crédito en el horizonte temporal considerado.

provisiones es lo suficientemente grande como para sobrecompensar el descenso natural, forzando un aumento del gasto en provisiones durante la expansión económica.

Los resultados de esta simulación se muestran en la Figura 8. Visualmente se confirma que, aunque el crédito siempre se expande junto con el PIB, la adopción de una regla de provisiones menos procíclica (neutral o anticíclica) atenúa de forma apreciable la amplitud tanto del ciclo crediticio como de la rentabilidad bancaria. Dicho efecto de estabilización es, como se esperaba, más marcado bajo la configuración anticíclica.

FIGURA 8: Comparación de reglas de provisiones



Fuente: Elaboración propia.

La Tabla 1 resume la volatilidad de las respuestas del modelo, medida como la desviación estándar de cada IRF⁸, presentando los resultados en niveles absolutos y como proporción respecto al escenario procíclico. Las estimaciones indican que la regla anticíclica atenúa notablemente la volatilidad del crédito, con una reducción que oscila entre un 37 y un 41 por ciento.

Se observa un efecto estabilizador de magnitud similar en la rentabilidad (ROA), cuya volatilidad disminuye entre un 36 y un 43 por ciento. En contraste, la atenuación es menos pronunciada para la adecuación de capital, con una disminución en su volatilidad de entre un 7 y un 20 por ciento.

⁸Calculada como $\sqrt{\sum_{h=0}^H IRF_h^2}$, con H el horizonte de simulación.

TABLA 1: Desviaciones estándar de las IRFs

Variable	Absoluta			Relativa		
	Procíclico	Neutral	Anticíclico	Procíclico	Neutral	Anticíclico
Shock de PIB externo						
Provisiones	0.5	0.2	0.4	100.0	47.8	80.6
Crédito	3.6	2.9	2.1	100.0	79.2	58.8
ROA	0.2	0.1	0.1	100.0	67.0	57.2
Adecuación	0.2	0.2	0.2	100.0	89.8	80.5
Shock de PIB nacional						
Provisiones	0.4	0.1	0.3	100.0	23.3	88.9
Crédito	3.5	2.9	2.2	100.0	81.2	62.6
ROA	0.2	0.1	0.1	100.0	67.5	64.1
Adecuación	0.3	0.3	0.3	100.0	96.1	92.6

Fuente: Elaboración propia.

5.3. Análisis Contrafactual Histórico

Para concluir el análisis, se realiza una evaluación contrafactual en la que se estima cómo habrían evolucionado el ciclo del crédito, la rentabilidad y la adecuación de capital bajo distintas políticas de provisiones. El ejercicio se basa en pronósticos condicionados intra-muestra, utilizando los datos históricos de las variables exógenas para simular las series de interés bajo tres escenarios alternativos:

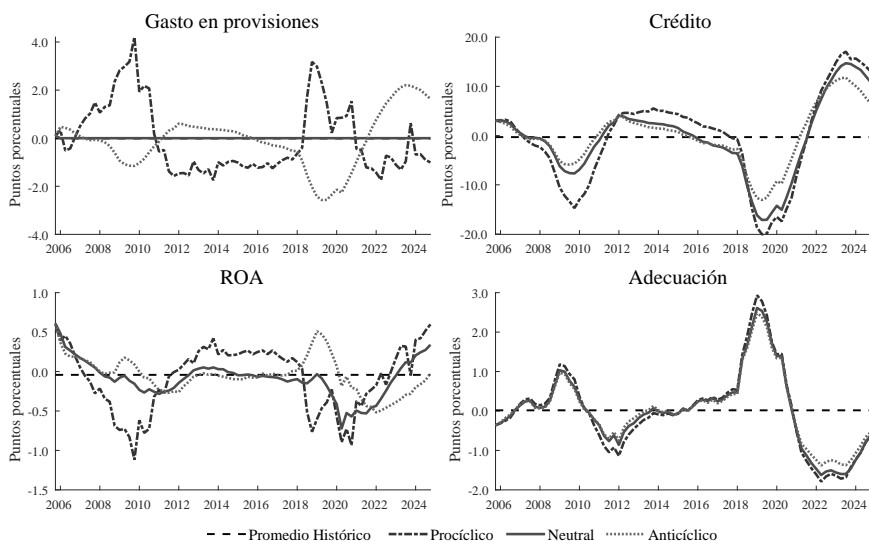
1. **Procíclico (escenario base):** Replica la trayectoria histórica observada del gasto en provisiones. Este escenario sirve como punto de referencia y valida la capacidad del modelo para reproducir fielmente el comportamiento de las variables endógenas (ver Figura A.5).
2. **Neutral:** Impone un gasto en provisiones constante, equivalente a su promedio histórico, a lo largo de todo el período de análisis.
3. **Anticíclico:** Simula una regla dinámica donde el gasto en provisiones se desvía de su promedio en una magnitud proporcional al 15 % de la brecha del crédito⁹. Esta regla obliga a los bancos a provisionar más durante las expansiones crediticias y a liberar provisiones durante las contracciones.

La Figura 9 ilustra la mediana de los pronósticos para cada escenario. Los resultados sugieren que una regla de provisiones neutral habría mitigado la severidad de la contracción del crédito durante la crisis financiera internacional.

⁹Brecha del crédito estimada en el escenario neutral.

Este efecto es coherente con el hecho de que dicho período registró el nivel más alto de gasto en provisiones de toda la muestra. Asimismo, la fase expansiva entre 2011 y 2017 habría sido más moderada, pues una política neutral habría evitado la marcada reducción del gasto en provisiones que se observó en esos años.

FIGURA 9: Comparación de contrafactuales



Fuente: Elaboración propia con datos de SIBOIF y BCN.

A partir de 2018, la dinámica se modifica y las trayectorias del escenario base y el neutral tienden a converger. Este resultado es consistente con los hallazgos de [Bejarano \(2023\)](#), quien argumenta que la evolución del crédito en este período estuvo dominada por factores de liquidez: primero, una contracción de la oferta crediticia por la caída de depósitos y, posteriormente, una fuerte expansión de los recursos del sistema bancario tras la pandemia.

No obstante, incluso en este entorno, una política de provisiones anticíclica habría tenido un efecto estabilizador. El modelo muestra que dicha regla habría atenuado tanto la contracción de 2018 como la posterior expansión, lo que evidencia su potencial para reducir la volatilidad general del ciclo crediticio.

El análisis cuantitativo de la Tabla 2 refuerza estas conclusiones. Una regla neutral habría reducido la volatilidad histórica del crédito en un 19 por ciento, mientras que una política anticíclica la habría disminuido en un 38

por ciento. El efecto sobre la rentabilidad (ROA) es aún más pronunciado, con reducciones de volatilidad de hasta un 47.1 por ciento.

En el caso de la adecuación de capital, el impacto es también estabilizador, aunque más modesto, con una disminución de la volatilidad de hasta un 18.1 por ciento bajo la regla anticíclica. En conjunto, estos resultados confirman que la adopción de políticas de provisiones menos procíclicas podría contribuir significativamente a la estabilidad del ciclo crediticio.

TABLA 2: Desviaciones estándar de la serie observada y pronosticada

Variable	Absoluta				Relativa		
	Observado	Procíclico	Neutral	Anticíclico	Procíclico	Neutral	Anticíclico
Provisiones	1.5	1.5	0.0	1.1	100.0	0.0	78.0
Crédito	10.4	9.5	7.7	5.8	100.0	81.0	61.8
ROA	0.5	0.4	0.2	0.2	100.0	54.2	52.9
Adecuación	1.2	1.1	1.0	0.9	100.0	90.5	81.9

Fuente: Elaboración propia.

Es importante señalar que la implementación de estos hallazgos conlleva desafíos operativos. Una política anticíclica requiere la constitución ex ante de un fondo y no puede aplicarse de forma reactiva ante una crisis. Asimismo, este documento no pretende definir una regla “óptima”, sino evidenciar el potencial estabilizador de un enfoque menos procíclico.

Desde una perspectiva regulatoria, es relevante mencionar la modificación a la Ley General de Bancos aprobada en febrero de 2025¹⁰. Esta reforma incorporó un requerimiento de capital contracíclico del 2.5 por ciento sobre los activos ponderados por riesgo, el cual, tiene un funcionamiento similar al de las provisiones anticíclicas ya que se acumulan recursos en períodos de bonanza para utilizarlos en períodos de estrés. Sin embargo, este colchón de capital posee una cobertura más amplia, pues permite absorber pérdidas inesperadas de diversa índole y no solo aquellas derivadas del riesgo de crédito.

La coexistencia de ambos instrumentos sugiere un cambio en la transmisión del ciclo financiero. Aun cuando las provisiones mantengan su sensibilidad ante el entorno macroeconómico, la presencia de este capital adicional debería actuar como un estabilizador. Al dotar a las instituciones de una mayor capacidad de absorción de pérdidas, se reduce la presión para realizar ajustes bruscos en la cartera de crédito, mitigando así el componente procíclico que tradicionalmente exacerba las fases recesivas.

¹⁰Véase Asamblea Nacional (2025).

6. Conclusiones

En este estudio se analiza el efecto de las provisiones por pérdidas crediticias sobre el ciclo del crédito en Nicaragua durante el período 2004-2024, utilizando un modelo de Vectores Autorregresivos Estructurales. Los hallazgos principales se pueden resumir en dos puntos clave.

En primer lugar, se constata que un aumento en el gasto por provisiones ejerce un efecto contractivo, directo y persistente sobre la oferta de crédito. Específicamente, un *shock* inesperado de 1 punto porcentual en el ratio de provisiones a cartera bruta provoca una disminución de hasta 1 punto porcentual en la brecha del crédito. Este hallazgo evidencia que las provisiones constituyen un canal de transmisión relevante que, al afectar la rentabilidad y el capital de los bancos, influye directamente en sus decisiones de financiamiento.

En segundo lugar, el modelo confirma que el marco regulatorio de provisiones en Nicaragua ha operado de forma retrospectiva y procíclica. Durante las fases de expansión, la mejora en la calidad de la cartera reduce el gasto en provisiones, lo que relaja las condiciones de financiamiento y estimula el crecimiento del crédito. Inversamente, durante las contracciones, el deterioro de la cartera obliga a un aumento abrupto de las provisiones, lo que restringe la oferta de recursos e intensifica la contracción del financiamiento, exacerbando la volatilidad del ciclo crediticio.

Estos resultados subrayan la importancia de la política de provisiones anticíclicas, cuya acumulación se reactivó en 2022. Si bien el fondo es aún incipiente y carece de la magnitud necesaria para mitigar un *shock* adverso severo, las simulaciones realizadas en este estudio muestran su potencial. Una vez que el mecanismo esté plenamente constituido, podría reducir de manera significativa la volatilidad del ciclo crediticio y, al mismo tiempo, fortalecer la estabilidad de la rentabilidad y la adecuación de capital del sistema.

Finalmente, la reforma a la Ley General de Bancos de febrero de 2025¹¹ constituye un pilar fundamental para la estabilidad financiera con la introducción de una reserva de capital contracíclica, equivalente al 2.5 por ciento de los activos ponderados por riesgo. Aunque este instrumento comparte con las provisiones anticíclicas el principio de acumular recursos en bonanza para liberarlos en tiempos de estrés, presenta una ventaja estratégica: su capacidad para absorber pérdidas de cualquier naturaleza y no solo crediticias.

¹¹Véase Asamblea Nacional (2025).

En consecuencia, se espera que esta mayor holgura patrimonial atenúe el efecto amplificador de las provisiones sobre el ciclo, permitiendo a las entidades absorber el deterioro de sus balances sin verse forzadas a una contracción abrupta de su oferta de crédito.

Referencias

- Agénor, P.-R. & Zilberman, R. (2015), ‘Loan loss provisioning rules, procyclicality, and financial volatility’, *Journal of Banking & Finance* **61**, 301–315.
- Asamblea Nacional (2025), ‘Ley n°. 1237, ley de reformas y adiciones a la ley n°. 561, ley general de bancos, instituciones financieras no bancarias y grupos financieros’.
- Bejarano, C. (2019), ‘Modelación macroeconómica de probabilidad de default’, *Documentos de Trabajo del Banco Central de Nicaragua* (070).
- Bejarano, C. (2023), ‘Shocks de oferta de crédito en Nicaragua’, *Documentos de Trabajo del Banco Central de Nicaragua* (091).
- Bello, O. & Urcuyo, R. (2011), ‘Pruebas de estrés del sistema financiero nicaragüense’, *Documentos de Trabajo del Banco Central de Nicaragua* (019).
- Bikker, J. & Metzmakers, P. (2005), ‘Bank Provisioning Behaviour and Procyclicality’, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* **15**(2), 141–157.
- Bouvatier, V. & Lepetit, L. (2008), ‘Banks’ Procyclical Behavior: Does Provisioning Matter?’, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* **18**(5), 513–526.
- Bouvatier, V. & Lepetit, L. (2012), ‘Provisioning rules and bank lending: A theoretical model’, *Journal of Financial Stability* **8**(1), 25–31.
- Jiménez, G., Ongena, S., Peydró, J. & Saurina, J. (2017), ‘Macroprudential policy, countercyclical bank capital buffers, and credit supply: Evidence from the spanish dynamic provisioning experiments’, *Journal of Political Economy* **125**(6), 2126–2177.
- Kindleberger, C. & Aliber, R. (2005), *Manias, Panics, and Crashes: A History of Financial Crises*, Palgrave Macmillan UK.
- Laeven, L. & Majnoni, G. (2003), ‘Loan Loss Provisioning and Economic Slowdowns: Too Much, Too Late?’, *Journal of Financial Intermediation* **12**(2), 178–197.

- López, M., Tenjo, F. & Zárate, H. (2014), 'Credit cycles, credit risk and countercyclical loan provisions', *Ensayos sobre Política Económica* **32**(74), 9–17.
- Oosterbosch, R. (2010), Earnings Management in the Banking Industry, PhD thesis, Nombre de la Universidad.
- Packer, F., Shek, J. & Zhu, H. (2014), 'Countercyclical loan loss provisioning in asia', *SEACEN Financial Stability Journal* **3**, 25–56.
- Peña, L. (2013), 'Matrices de transición del crédito en nicaragua', *Documentos de Trabajo del Banco Central de Nicaragua* (031).
- Pool, S., De Haan, L. & Jacobs, J. (2015), 'Loan Loss Provisioning, Bank Credit and the Real Economy', *Journal of Macroeconomics* **45**, 124–136.
- SIBOIF (2008), Norma sobre Gestión de Riesgo Crediticio, Resolución N° CD-SIBOIF-547-1-AGOST20-2008.
- SIBOIF (2017), Norma sobre Constitución de Provisiones Anticíclicas, Resolución N° CD-SIBOIF-1016-1-SEP19-2017.
- SIBOIF (2018), Norma para el establecimiento de condiciones especiales para la renegociación de adeudos, Resolución N° CD-SIBOIF-1057-1-MAY29-2018.
- Torres, N. (2022), 'Riesgo y crédito bancario en nicaragua', *Documentos de Trabajo del Banco Central de Nicaragua* (089).
- Urcuyo, R. (2010), 'Determinantes macroeconómicos de los créditos vencidos en nicaragua', *Documentos de Trabajo del Banco Central de Nicaragua* (015).
- Zilberman, R., Tayler, W. et al. (2014), 'Financial shocks, loan loss provisions and macroeconomic stability', *Economics Working Paper Series of Lancaster University, Department of Economics* (2014/023) .

A. Anexo

A.1. Ejercicio de robustez

Las estimaciones del SVAR reflejan las relaciones a nivel de todo el sistema bancario. Para complementar este análisis, se utiliza un Modelo de Vectores Autorregresivos Aumentado por Factores (FAVAR). El FAVAR aprovecha la información desagregada de cada institución bancaria, lo que permite identificar un efecto común a todas las entidades y así determinar si los resultados del SVAR están influenciados por las instituciones de mayor tamaño o si aplican a todas las entidades por igual.

El FAVAR asume que un conjunto extenso de variables económicas, X_t , puede ser representado por un número pequeño de factores latentes, F_t , y un conjunto de variables macroeconómicas clave, Y_t . En este caso:

- Y_t es un vector de m variables macroeconómicas observables que se asume no están sujetas a error de medición. Este vector incluye el PIB de EE.UU. y el PIB de Nicaragua.
- X_t es un vector de n que contiene un amplio panel de información. Se construye a partir de las variables a nivel de banco: saldo de depósitos, ratio de provisiones, saldo de créditos, ROA y adecuación de capital para cada una de las j instituciones del sistema.

El modelo se define por dos ecuaciones principales:

1. La Ecuación de Observación, que relaciona el panel de datos con los factores y las variables observables:

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

donde Λ^f y Λ^y son las matrices de cargas factoriales (factor loadings) y e_t es un vector de errores idiosincráticos de media cero. Esta ecuación establece que la información de X_t puede ser descompuesta en una parte común explicada por los factores (F_t), una parte observable (Y) y un componente específico de cada serie (e_t).

2. La Ecuación de Transición (SVAR), que modela la dinámica conjunta del sistema:

$$\begin{bmatrix} Y_t \\ F_t \end{bmatrix} = \sum_{i=1}^p \Phi_i \begin{bmatrix} Y_{t-i} \\ F_{t-i} \end{bmatrix} + \nu_t, \quad (4)$$

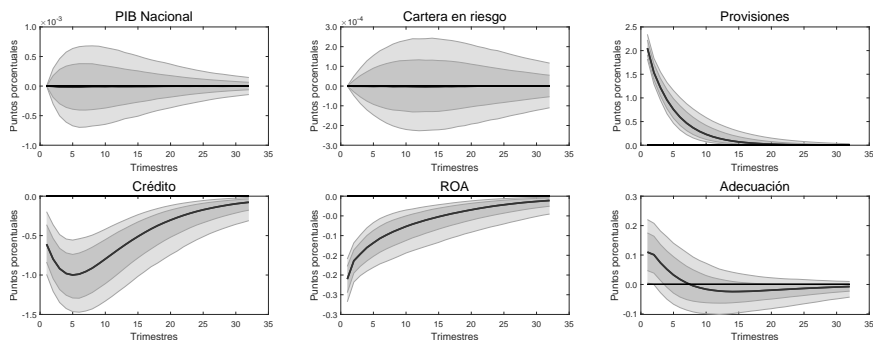
donde Φ_i son las matrices de coeficientes del VAR y ν_t es el vector de errores de forma reducida con varianza-covarianza Σ_ν .

La estimación se realiza en dos etapas:

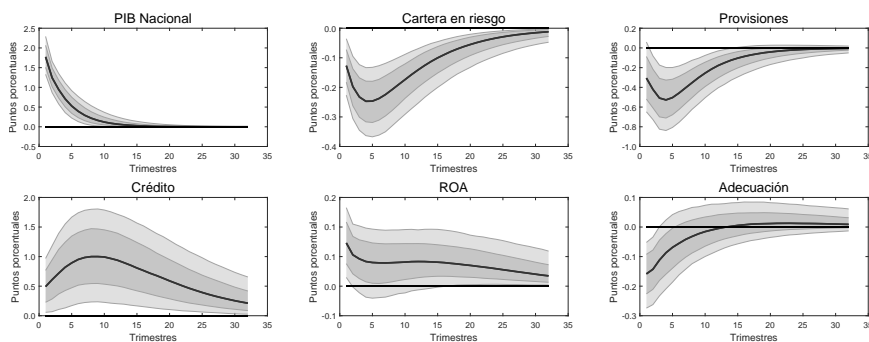
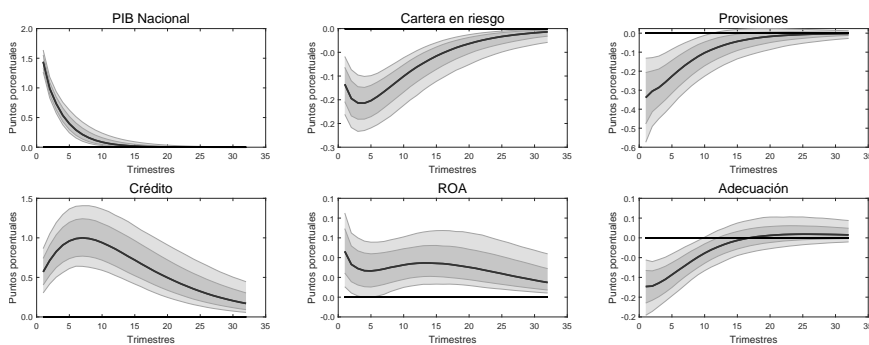
- **Extracción de Factores:** Se estiman los factores F_t a partir del panel de datos X_t utilizando Análisis de Componentes Principales (PCA). En este estudio, se construyen cinco bloques de variables en X_t (depósitos, provisiones, créditos, ROA, adecuación de capital), cada uno con las series de todas las instituciones. Se extrae el primer componente principal de cada bloque, dando lugar a cinco factores: $F_t = [f_{riesgo,t}, f_{dep,t}, f_{prov,t}, f_{cred,t}, f_{ROA,t}, f_{cap,t}]'$.
- **Estimación del SVAR:** Los factores estimados \hat{F}_t se tratan como si fueran datos observados y se unen a las variables macroeconómicas Y_t . Luego, se estima un SVAR estándar sobre el vector aumentado $[Y_t', F_t']$ aplicando la misma identificación de Cholesky descrita en la Sección 4 para analizar los efectos de los *shocks* estructurales.

En las Figura A.1 y A.2 se presentan las IRF, mientras que los resultados de la simulación de escenarios se presentan en las figuras A.3 y la tabla A.4. Los resultados son muy similares a los del modelo SVAR agregado: un aumento en el gasto de provisiones provoca la desaceleración del crédito, el gasto en provisiones es procíclico amplificando choques macroeconómicos y una regla de provisiones más anticíclica puede atenuar la volatilidad del crédito, del ROA y la adecuación de capital. Esto apunta a la presencia de un fuerte componente sistémico y respalda la robustez de las conclusiones.

FIGURA A.1: IRF ante *shock* de provisiones



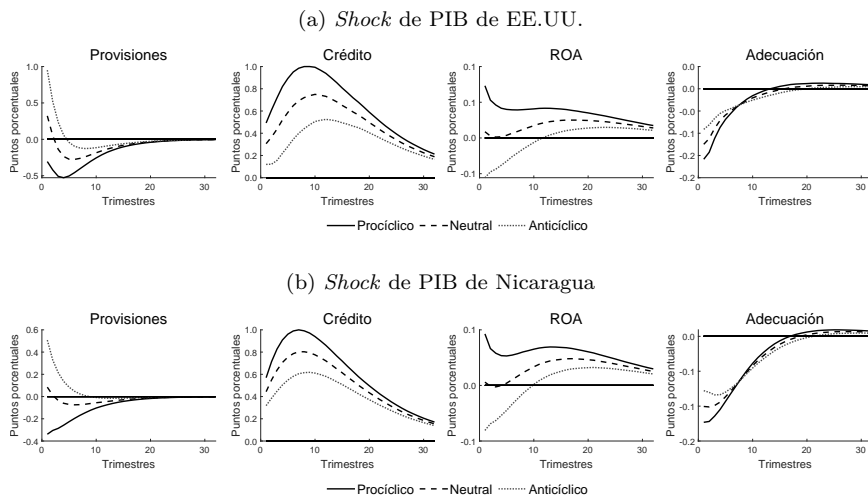
Nota: Las áreas sombreadas corresponden a los intervalos de confianza al 68 y 90 por ciento.
Fuente: Elaboración propia.

FIGURA A.2: IRF ante *shocks* macroeconómicos(a) *Shock* de PIB de EE.UU.(b) *Shock* de PIB de Nicaragua

Nota: Las áreas sombreadas corresponden a los intervalos de confianza al 68 y 90 por ciento.

Fuente: Elaboración propia.

FIGURA A.3: Comparación de reglas de provisiones ante



Fuente: Elaboración propia.

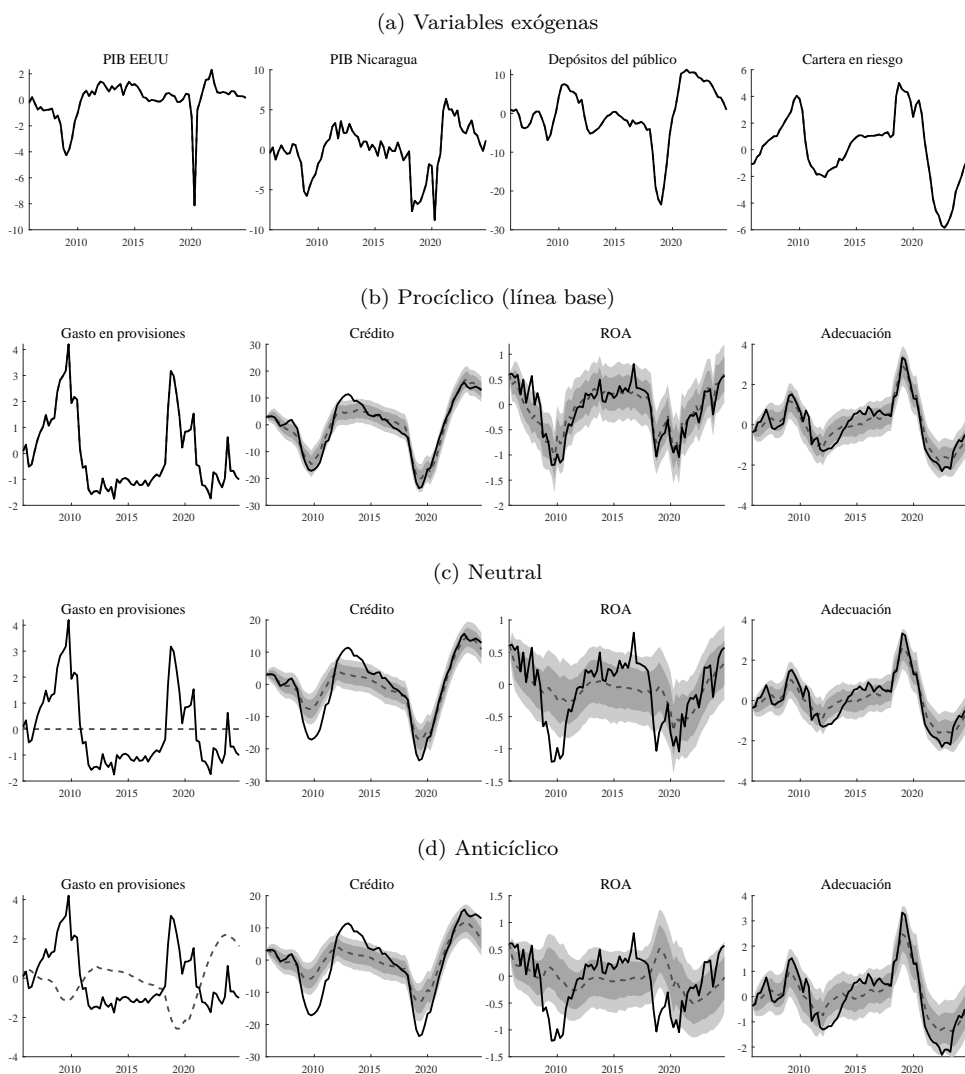
TABLA A.4: Desviaciones estándar de las IRFs

Variable	Absoluta			Relativa		
	Procíclico	Neutral	Anticíclico	Procíclico	Neutral	Anticíclico
Shock de PIB externo						
Provisiones	1.4	0.8	1.2	100.0	57.9	84.9
Crédito	3.9	3.0	2.1	100.0	75.8	53.0
ROA	0.2	0.1	0.1	100.0	49.7	56.4
Adecuación	0.3	0.2	0.2	100.0	81.2	64.2
Shock de PIB nacional						
Provisiones	0.7	0.2	0.7	100.0	30.2	89.9
Crédito	3.8	3.1	2.4	100.0	82.3	64.9
ROA	0.2	0.1	0.1	100.0	60.1	59.1
Adecuación	0.3	0.3	0.2	100.0	90.1	81.4

Fuente: Elaboración propia.

A.2. Pronósticos condicionales

FIGURA A.5: Pronósticos condicionados



Fuente: Elaboración propia.

Revista de Economía y Finanzas

Pautas generales para la publicación en la Revista

Se invita a publicar en esta revista a investigadores, servidores públicos, profesionales, académicos y estudiantes de los diferentes niveles educativos, tanto nacionales como extranjeros, que pueden aportar su esfuerzo para lograr avances significativos en la frontera del conocimiento sobre la economía nicaragüense.

Los estudios deben ser sobre Nicaragua o que la incluyan como parte del análisis realizado. Éstos podrán abordar temas sobre economía, finanzas y otros que sean relevantes para el desarrollo del país, que contribuyan a entender y explicar las causas y consecuencias de los principales fenómenos económicos en 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. El trabajo debe contar con un máximo de 30 páginas de contenido principal en tamaño carta, incluyendo tablas y figuras. Debe incluir, además, un resumen con un máximo de 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

