

# Revista de Economía y Finanzas

ISSN 2313-8696

## 2024

Volumen 11

Diciembre 2024

### Precipitaciones y precios de granos básicos en Nicaragua

*Néstor Torres Betanco*

### Tamaño óptimo de Gobierno: el caso de Nicaragua

*Axel Canales García y Matilde Cerda Ruíz*

### Fundamentos macroeconómicos de la mesa de cambio del BCN

*William Mendieta Alvarado*

### Transmisión de tasas de interés externas al mercado de depósitos bancarios en Nicaragua

*Christian Bejarano Chavarría*



*Banco Central de Nicaragua*  
Emitiendo confianza y estabilidad

# Revista de Economía y Finanzas

VOLUMEN 11-2024

© 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](mailto:oaip@bcn.gob.ni)

Fax: (505) 2265-1246

ISSN 2313-8696 (edición impresa)  
ISSN 2409-3270 (edición electrónica)

Fecha de publicación: Diciembre 2024

# Revista de Economía y Finanzas

ISSN 2313-8696

## 2024

Volumen 11

Diciembre 2024

### 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 undécimo volumen de la Revista de Economía y Finanzas. Este volumen se constituye de cuatro estudios referidos al desempeño económico de Nicaragua, abordando temas sobre: i) economía agrícola; ii) política fiscal; iii) mercado cambiario; y iv) economía monetaria internacional.

La primera investigación analiza la influencia de choques climáticos (exceso o escasez de lluvias), sobre los precios de granos básicos (frijol, maíz y arroz) en Nicaragua, haciendo uso de un conjunto único de datos climáticos a nivel municipal. Mediante el uso de modelos de Vectores Autoregresivos estructurales con variables exógenas (SVAR-X), se encuentra que los precios de granos básicos en el país responden a las condiciones climáticas de manera heterogénea, i.e., en dependencia de la fase de siembra. Se evidencian incrementos de precios del maíz ante escasez de lluvias durante la fase de siembra de primera. Mientras que, el exceso de lluvias presiona al alza los precios del frijol durante la fase de siembra de postrera, pero se asocia con presiones a la baja del precio del arroz en la siembra de primera. Así, un choque climático combinado podría explicar entre 0.7 y 0.8 puntos porcentuales de inflación en el país.

El segundo estudio identifica la relación entre el tamaño del Gobierno y el PIB *per cápita* para la determinación del nivel óptimo de gasto público, partiendo del esquema de la Curva de Armeij y o curva BARS. Para ello, se realizó un análisis de series de tiempo mediante cointegración utilizando como variables el logaritmo del PIB *per cápita*, gasto de Gobierno como porcentaje del PIB, apertura comercial, inversión fija pública y privada, precio internacional del petróleo, PIB real de Estados Unidos y el precio relativo entre Nicaragua y Estados Unidos. A partir de este análisis, se sugiere que existe evidencia de una relación no lineal entre el nivel de gasto de Gobierno como porcentaje del PIB y el logaritmo del PIB *per cápita*, siendo el nivel óptimo de gasto de Gobierno 23.7 por ciento con respecto al PIB.

La tercera investigación estudia los fundamentos macroeconómicos detrás de la mesa de cambio del Banco Central de Nicaragua (BCN). Una intervención cambiaria se define como la acción del BCN de vender (comprar) todas las divisas que el sistema financiero demande (ofrezca) a través de su mesa de cambio. Esta acción es fundamental para que el ancla nominal de la economía permanezca siendo un instrumento efectivo para el control de la inflación en el mediano plazo. El análisis, que es el primero de su tipo en la literatura aplicada a Nicaragua, se realiza empleando una batería de modelos autorregresivos de heterocedasticidad condicional generalizada (GARCH) y modelos de árboles de decisión. Los principales resultados sugieren que los factores externos, asociados a la demanda y oferta de divisas, explican en un mayor grado las intervenciones del BCN por medio de su mesa de cambio. Los factores internos son relevantes porque pueden generar presiones sobre la mesa de cambio hacia la venta de divisas.

Finalmente, la cuarta investigación analiza la transmisión de tasas de interés internacionales al mercado de depósitos bancarios en Nicaragua, mediante la estimación de un modelo de Vectores Autorregresivos Estructurales (SVAR) cuyos shocks estructurales se identifican mediante restricciones de signo, usando datos correspondientes al período comprendido entre enero de 2003 y agosto de 2024. Los resultados sugieren que las tasas de interés pasivas nacionales y el crecimiento de los depósitos no reaccionan en el corto plazo a cambios en las tasas de interés de política monetaria de la FED. En el mediano plazo se observa un traspaso significativo a las tasas de interés pasivas, pero este es limitado y se reduce de manera importante al utilizar una muestra de datos más reciente. Estos resultados son coherentes con la hipótesis de que la elasticidad precio de la oferta de depósitos es baja, y de que los depositantes priorizan factores como la liquidez por encima de las tasas de interés.

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

# ÍNDICE



- 1 **Precipitaciones y precios de granos básicos en Nicaragua**  
*Néstor Torres Betanco*
- 42 **Tamaño óptimo de Gobierno: el caso de Nicaragua**  
*Axel Canales García y Matilde Cerda Ruíz*
- 77 **Fundamentos macroeconómicos de la mesa de cambio del BCN**  
*William Mendieta Alvarado*
- 109 **Transmisión de tasas de interés externas al mercado de depósitos bancarios en Nicaragua**  
*Christian Bejarano Chavarría*



# Precipitaciones y precios de granos básicos en Nicaragua

Néstor Torres Betanco\*

## Resumen

La agricultura es una actividad económica que depende de factores exógenos como el clima. Así, las condiciones climáticas pueden incidir en la productividad, la producción y por tanto, afectar los precios. Este documento tiene por objetivo estudiar la influencia de choques climáticos (exceso o escasez de lluvias), sobre los precios de granos básicos (frijol, maíz y arroz) en Nicaragua, haciendo uso de un conjunto único de datos climáticos a nivel municipal. Mediante el uso de modelos de Vectores Autoregresivos estructurales con variables exógenas (SVAR-X), se encuentra que los precios de granos básicos en el país responden a las condiciones climáticas de manera heterogénea, i.e., en dependencia de la fase de siembra. Se evidencian incrementos de precios del maíz ante escasez de lluvias durante la fase de siembra de primera. Mientras que el exceso de lluvias presiona al alza los precios del frijol durante la fase de siembra de postrera, pero se asocia con presiones a la baja del precio del arroz en la siembra de primera. Así, un choque climático combinado podría explicar entre 0.7 y 0.8 puntos porcentuales de inflación en el país.

**Palabras Clave:** Nicaragua, Agricultura, Lluvias, Inflación, SVAR-X  
**Códigos JEL:** O13, Q54, E31, C32

---

\* School of Economics, Universitat de Barcelona. El autor agradece los comentarios de Mario Aráuz y Antonio Brenes. Para comentarios comunicarse al correo: [natorres1@uc.cl](mailto:natorres1@uc.cl). 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 agricultura es una actividad económica que depende de diversos factores exógenos como el clima. Esto implica que, en la medida que las condiciones climáticas sean inesperadamente desfavorables (e.g., escasez o exceso de lluvias o temperaturas), entonces esas condiciones pueden tener diversos efectos adversos en la producción agrícola, el rendimiento y los precios de esos productos (véase: [Brunner 2002](#), [Brown & Kshirsagar 2015](#), [Letta et al. 2022](#), [Steen et al. 2023](#)).

Algunos estudios han encontrado que un incremento de la temperatura global de 2 grados, podría reducir la producción agrícola en hasta 25 por ciento ([Aragón et al. 2021](#), p.1), lo que resalta la importancia de estudiar la influencia del cambio climático en la agricultura. Similar al efecto de las temperaturas extremas, las condiciones adversas de precipitaciones también son un componente que determina la producción agrícola y sus precios. Los estudios suelen enfocarse en los casos extremos, como exceso de lluvias (i.e., fenómeno de La Niña), así como sequías (i.e., fenómeno de El Niño)<sup>1</sup>, donde se suelen encontrar efectos asimétricos en la producción y los precios de bienes agrícolas, dado que existen cultivos que exhiben distinta resistencia a dichas condiciones ([Abril-Salcedo et al. 2020](#), [Melo-Velandia et al. 2022](#)).

En este estudio se abordan fenómenos climáticos adversos, particularmente, exceso o escasez de precipitaciones, con el objetivo de evaluar su potencial efecto en los precios de granos básicos (i.e., frijol, maíz y arroz). Para ello, se utilizan datos diarios de precipitaciones en 17 estaciones de monitoreo del país, ubicadas en 15 de los 17 departamentos de Nicaragua, de modo que se construyen indicadores de precipitaciones derivados de las desviaciones porcentuales de lluvias observadas con respecto al promedio histórico (de un mismo periodo), en las principales zonas productoras de cada rubro.

El análisis empírico se realiza usando la metodología de vectores autoregresivos estructurales con variables exógenas (SVAR-X por sus siglas en inglés), utilizando datos mensuales de precios de los tres productos descritos, diferenciando el potencial efecto de los fenómenos climáticos en función del periodo de ocurrencia, es decir, si suceden en fase de siembra de granos de primera (mayo a junio), o en el ciclo de siembra de postrera (agosto a septiembre), además de incorporar otros factores exógenos como precios internacionales de insumos o de exportaciones.

---

<sup>1</sup>ENSO: El Niño Southern Oscillation.

En el análisis se aíslan los choques exógenos de las variables incluidas, focalizando el análisis en los choques climatológicos adversos, a partir de lo cual se encuentra que los precios de los productos analizados responden de forma heterogénea a la ocurrencia de dichos choques. En particular, se observa que los precios del frijol suelen incrementar luego de un exceso de precipitaciones en fase de siembra de postrera, así como ante las sequías en la fase de primera. En tanto, el precio del maíz responde al alza luego de periodos de escasez de lluvias durante la siembra de primera, mientras que en el caso del arroz, su precio suele manifestar una tendencia a la baja ante periodos lluviosos durante la siembra de primera.

Así, considerando la ponderación de los tres productos dentro de la cesta del Índice de Precios al Consumidor (IPC) de Nicaragua, se estima que, suponiendo la ocurrencia de fenómenos adversos en el 25 por ciento de las zonas productoras de cada tipo de grano, ello se podría asociar con un alza de la inflación general de entre 0.7 y 0.8 puntos porcentuales, estando determinado mayormente por la contribución positiva derivada del aumento de precios del frijol, dada la sensibilidad de los precios de ese producto a las condiciones climáticas, y su peso en el IPC. El exceso de precipitaciones en la fase de siembra de primera se asocia también con reducciones de precios del arroz, los cuales atenúan en parte los incrementos observados en los precios del frijol y del maíz luego de choques climáticos adversos.

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**

En el contexto del cambio climático, hay una necesidad urgente de entender de mejor manera el impacto que las anomalías climáticas tienen en la seguridad alimentaria en países en vías de desarrollo, particularmente por su impacto en la agricultura (Brown & Kshirsagar 2015, p.31). Esto es importante porque la agricultura es una actividad que depende de distintos factores exógenos como el clima, donde desequilibrios reflejados en sequías o exceso de precipitaciones pueden tener diversos efectos adversos en la producción agrícola, el rendimiento y los precios de esos productos (véase: Brunner 2002, Brown & Kshirsagar 2015, Letta et al. 2022, Steen et al. 2023).

Algunos estudios estiman que en el caso de que la temperatura global incremente 2 grados, la producción agrícola global puede reducirse en torno a 25 por ciento (véase: [Aragón et al. 2021](#), p.1). Se argumenta que este tipo de impacto puede ser mayor en países en vías de desarrollo ubicados en áreas tropicales, donde la probabilidad de ocurrencia de choques adversos es mayor, y además estos pueden ocurrir más rápido y de forma más intensa (*Ibid*). En algunos países se observa que el calor extremo (i.e., fenómeno de El Niño), ocasiona una reducción de la productividad agrícola, lo que induce a incrementos en las áreas plantadas, con el objetivo de preservar el nivel de producción, como discuten [Aragón et al. \(2021\)](#) y [Bandara & Cai \(2014\)](#).

Adicionalmente, se ha documentado que los fenómenos climáticos como sequías o exceso de precipitaciones (i.e., fenómeno de La Niña) tienen efectos asimétricos. Mientras que el fenómeno de El Niño se ha asociado con mayor incremento de precios de productos agrícolas, el fenómeno de La Niña suele generar incrementos menos marcados, pero más persistentes ([Melo-Velandia et al. 2022](#)). Además, la respuesta de los precios a la intensidad del choque climático a menudo es no lineal ([Abril-Salcedo et al. 2020](#)).

A nivel internacional se ha estudiado el efecto de perturbaciones climáticas en los precios de los productos agrícolas. En [Brown & Kshirsagar \(2015\)](#) se estudian 554 mercados locales de materias primas en 51 países (2008-2012), donde se evidencia que dichas perturbaciones climatológicas afectaron a cerca del 20 por ciento de los precios de productos (por fenómenos climáticos internos de cada país), 9 por ciento por precios externos, y 4 por ciento por ambos choques a la vez. Se observa que en economías en desarrollo hay una mayor fracción de bienes primarios que se ven afectados por choques climáticos, comparados con aquellos *commodities* que se transan en mercados internacionales ([Brown & Kshirsagar 2015](#), p.36). En el caso del precio del maíz, se encuentra que el 29 por ciento de los mercados se vieron afectados por choques climáticos, mientras que en el caso del arroz el 15 por ciento de los mercados fueron impactados por esos choques.

Adicionalmente, [Brown & Kshirsagar \(2015\)](#) encuentran que condiciones favorables de lluvias se asocian con caídas importantes de precios del maíz. Específicamente, un aumento de 10 por ciento de un índice estandarizado de condiciones climáticas (condiciones favorables), se asocia con una disminución de 9 por ciento del precio del maíz y 6 por ciento en el precio

del mijo <sup>2</sup> (Brown & Kshirsagar 2015, pp.36-37). Por su parte, en el caso del arroz, la escasez de lluvias se asocia con incrementos de su precio. Con esto, se evidencia que mayores niveles de precipitaciones afectan positivamente la evolución de precios de ese grano.

En países de África, como Etiopía, Hill & Fuje (2020) muestran que el impacto de choques climáticos en precios de productos agrícolas es importante, pero se ha reducido en el tiempo. Se estudian 86 mercados de ventas por menor de granos y se evidencia que, posterior a 2005, un choque climático típico se asociaba con un alza de hasta 4 por ciento en los precios de granos, mientras que antes de ese año el impacto era de hasta 12 por ciento. Esta disminución del impacto inflacionario de choques climatológicos sobre productos primarios, se asoció con la incorporación de políticas antiinflacionarias dependientes de las condiciones climáticas.

Brunner (2002) muestra que en el G-7 una desviación estándar de sorpresa positiva del fenómeno de El Niño, incrementa la inflación de bienes primarios entre 3.5 y 4 puntos porcentuales, dos trimestres luego del choque. El fenómeno de El Niño parece explicar cerca del 20 por ciento de la variabilidad de precios internacionales de *commodities* en los últimos años, explicando con ello cerca del 10 por ciento de la inflación global (Ibid).

Un aspecto importante detrás de los efectos que generan las condiciones climáticas en los precios, es su influencia en las expectativas. Esto porque en la medida que las condiciones climáticas son desfavorables, los agentes pueden internalizar esto y responder a través de incrementos adelantados de precios, al esperar una mayor escasez de producción a futuro, como resultado de los problemas climáticos. Eso se analiza empíricamente en India, donde Letta et al. (2022) estudian la evolución de precios, distinguiendo la ocurrencia de choques adversos en fases de siembra o crecimiento de los cultivos analizados (i.e., maíz, arroz y trigo). Se comparan los choques climáticos ocurridos en periodo de siembra o crecimiento del cultivo, versus los que ocurren en el primer mes de cosecha, lo que revela que las expectativas de los agentes anticipan más del 80 por ciento de la variación futura de precios. Por tanto, el canal de expectativas anticipa una proporción mayor de los efectos biofísicos que generan las distorsiones climáticas, y por tanto, su efecto en precios, lo cual se materializa en el tiempo de la cosecha (Letta et al. 2022, p.1112).

---

<sup>2</sup>El mijo es un grupo de cereales de grano pequeño que se cultivan principalmente en regiones secas y semiáridas, especialmente en África, Asia y la India.

Por su parte, Ubilava (2017) evidencia que en países desarrollados el fenómeno de El Niño tiende a reducir el precio del trigo, mientras que el fenómeno de La Niña lo tiende a incrementar, siendo similar al hallazgo de Atems & Sardar (2021). Al igual que Letta et al. (2022), en algunos casos se encuentra que el impacto de choques climáticos depende de la fase de los cultivos (Abbas & Mayo 2021, Kyei-Mensah et al. 2019), lo cual puede también determinar su impacto en precios, pues se ha documentado que el fenómeno de El Niño afecta la productividad agrícola. Por ejemplo, en países como Brasil se observa que dicho fenómeno puede disminuir hasta en 50 por ciento la productividad del cultivo de maíz y de frijol (Cirino et al. 2015), teniendo con esto implicancia en sus precios.

El interés de estudiar los efectos de variaciones climáticas extremas no se ha reducido solo a precios de bienes, sino también a instrumentos financieros de esos *commodities*. En Estados Unidos, Atems & Sardar (2021) mencionan que el fenómeno de El Niño tiene un efecto reducido (o nulo) en el indicador en precios de acciones agrícolas y de alimentos, mientras que el fenómeno de La Niña, genera normalmente incrementos en los precios de esos instrumentos. La diferencia de la dinámica del precio de instrumentos es estadísticamente diferente luego de la ocurrencia de un choque climático. Ello es consistente con Steen et al. (2023), donde se muestra que la volatilidad climática no se ha asociado con mayor volatilidad de precios de productos agrícolas. No obstante, contrasta con lo que mencionan Su et al. (2022), pues estos autores evidencian que los precios de contratos de futuros de materias primas (e.g., granos), se ven afectados de forma significativa ante la expectativa u ocurrencia del fenómeno de El Niño en particular.

Abril-Salcedo et al. (2020) estudian la influencia del fenómeno de El Niño sobre la inflación de alimentos en Colombia<sup>3</sup>, evidenciando que el fenómeno de El Niño afecta los precios hasta 6 meses luego que ocurre, generando un incremento acumulado de hasta 4.6 puntos porcentuales de inflación. Adicionalmente, encuentran que la respuesta de la inflación de alimentos no es simétrica ante un exceso de lluvias (La Niña) o sequías (El Niño), y además, la respuesta de los precios depende de la severidad del choque climático, siendo una relación no lineal, pues cuando se duplica la intensidad del choque climático, los precios responden de manera más que proporcional.

---

<sup>3</sup>Utilizan el ENSO Index de la Oficina Nacional de Administración Oceánica y Atmosférica (NOAA, por sus siglas en inglés).

En tanto, Bastianin et al. (2018) muestran también en Colombia que el fenómeno de El Niño y La Niña tienen efectos asimétricos en términos de producción y precios del café, reflejando mejor desempeño durante el fenómeno de El Niño. Los autores señalan que el fenómeno de El Niño se asocia con mayores exportaciones de café, así como con menores precios reales. En tanto, el fenómeno de La Niña, reduce la producción de café, aumentando el precio de ese rubro. No obstante, a largo plazo los choques de demanda son más importantes para explicar la dinámica de precios del café colombiano (Bastianin et al. 2018, p.623).

### 3. Aspectos metodológicos

#### 3.1. Datos

Para lograr el objetivo del estudio, se utilizan estadísticas mensuales del Índice de Precios al Consumidor (IPC), del frijol, maíz y arroz, proporcionadas por el Banco Central de Nicaragua (BCN) y el Instituto Nacional de Información de Desarrollo (INIDE). Además, se hace uso de estadísticas climatológicas de precipitaciones diarias<sup>4</sup>, provistas por el Instituto Nicaragüense de Estudios Territoriales (INETER). Las estadísticas climatológicas se desagregan por zonas de monitoreo en 15 de los 17 departamentos del país, de modo que se cuenta con información meteorológica de todos los departamentos, exceptuando Madriz y Boaco. Los datos de precipitaciones se agregan a nivel mensual, considerando información desde enero 2006, hasta diciembre 2020.

Además de la información descrita, se usan estadísticas de factores externos que pueden afectar los precios de granos básicos, como la variación de precios externos de fertilizantes y del crudo WTI (West Texas Intermediate), ambos provenientes de la Reserva Federal de St. Louis. Para el caso particular del frijol, se usan también datos de precios de exportaciones de este producto, con el fin de incorporar las variaciones de precios internos que puedan ser influenciadas por mayor demanda externa<sup>5</sup>.

Se identifican las zonas productoras de cada rubro, y con base en ello se define un indicador de ocurrencia de fenómenos climáticos adversos<sup>6</sup>, el cual se fundamenta en las desviaciones de las precipitaciones por cada zona (en cada

---

<sup>4</sup>Las precipitaciones se miden en milímetros.

<sup>5</sup>Las variables se consideran como exógenas a los precios internos de granos.

<sup>6</sup>Variable dicotómica que toma el valor de 1 si hay un evento adverso, y 0 en otro caso.

mes<sup>7</sup>), con respecto al promedio histórico. Eso se hace por fase de siembra: primera (mayo y junio) y postrera (agosto y septiembre). Se definen distintos umbrales para caracterizar la ocurrencia de un evento de exceso o escasez de lluvias, tomando como base 2 o 2.5 desviaciones estándar<sup>8</sup> por encima (exceso) o por debajo (escasez) de la media histórica del correspondiente período. Entonces, el índice  $i_{jt}$  de desviaciones del promedio histórico de precipitaciones en la zona  $j$  se define como en (1), donde  $\bar{r}_j$  indica el promedio de precipitaciones  $r_t$  en la zona  $j$ . A nivel agregado, se estima un promedio simple de  $i_{jt}$  de las 17 zonas de monitoreo por cada mes.

$$(1 + i_{jt}) = \frac{r_{jt}}{\bar{r}_j} \quad (1)$$

Dada la asimetría en las variaciones del índice de precipitaciones (en función del signo), se estima la desviación estándar de variaciones positivas (variación porcentual por encima del promedio histórico), y las variaciones negativas, con el objetivo de evitar la subestimación de los choques negativos (precipitaciones por debajo del promedio histórico), ya que las variaciones negativas están acotadas en un nivel de -100, mientras que las variaciones positivas no tienen un límite establecido.

Debido a que la producción de granos se concentra en algunos departamentos en específico, se construye un índice de severidad de fenómenos climáticos en las principales zonas productoras, el cual es un promedio simple del indicador de ocurrencia de fenómenos climatológicos, con el fin de analizar de manera general cómo pueden reaccionar los precios de granos ante choques climatológicos en las principales zonas productoras. El indicador compuesto de severidad se puede componer de las principales 4 a 8 zonas productoras, garantizando que en conjunto las zonas produzcan el 50 por ciento o más de cada tipo de grano. Esto último sirve también para realizar análisis de sensibilidad.

La selección de las zonas productoras se hace en función de la cantidad histórica de producción por departamento, discutida con más detalle en la sección 3.3. Así, se consideran los principales departamentos productores que superen el 50 por ciento del total acumulado de producción, se ordenan los departamentos por intensidad de producción, y se hace un análisis en función de la cantidad de zonas que sufren choques climatológicos, de acuerdo con el índice construido, para analizar la sensibilidad de los resultados. Ello es

<sup>7</sup>Se agregan los datos diarios por cada zona y mes.

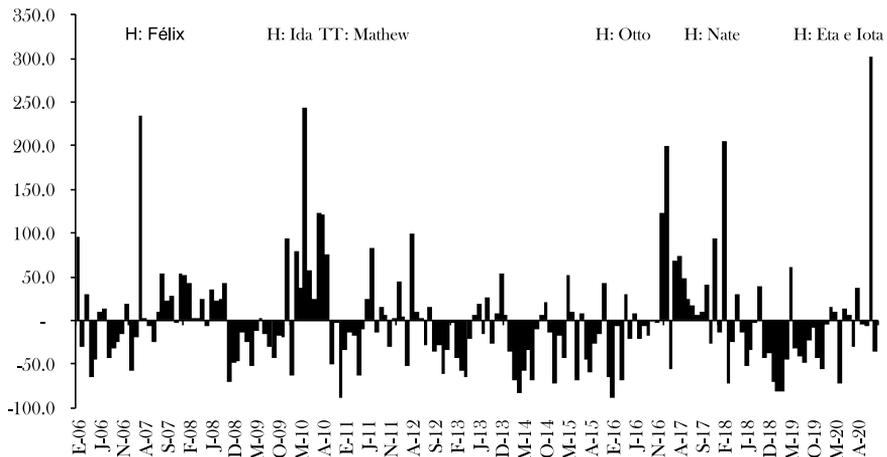
<sup>8</sup>Con esto se incluyen solo aquellos eventos que no están en el 95 por ciento de datos.

importante debido a que con la construcción de los subíndices de choques climatológicos en función de las zonas productoras, se garantiza una mayor consistencia en los resultados, porque aun en presencia de choques climáticos adversos en zonas que no son productoras de granos, sería razonable esperar que los precios de dichos granos no deberían responder a esas anomalías climáticas.

### 3.1.1. Precipitaciones y requerimientos técnicos de cultivos

Nicaragua es un país con condiciones de precipitaciones relativamente inestables, y suele ser también vulnerable a condiciones climáticas adversas como huracanes. Las estadísticas climatológicas sugieren que en el país se registraron 5 huracanes entre 2006 y 2020, los cuales se han reflejado en el promedio de precipitaciones observado en dicho periodo (los principales eventos se reflejan en la Figura 1). Se debe notar que esos episodios de huracanes o tormentas tropicales ocurren de forma irregular, con distintas magnitudes y sin un patrón en específico, siendo características que reflejan el grado de exogeneidad e imprevisibilidad de este tipo de choques climatológicos.

FIGURA 1: Variación Porcentual de las Precipitaciones en Nicaragua



Nota: -Variación porcentual (en porcentaje) con respecto a la media histórica de cada mes. H: Huracán. TT: Tormenta Tropical.

Fuente: Elaboración propia, datos de INETER.

Las irregularidades del clima en Nicaragua se observan en distintos indicadores de precipitaciones presentados en la Tabla A3 del anexo. En ese

caso, se observa que una desviación estándar de los desvíos porcentuales de las precipitaciones de cada mes con respecto al promedio histórico equivale a 63.8 por ciento, habiendo zonas en las cuales, en un mes dado, las precipitaciones pueden ser 4 veces superiores a los registros promedio de ese mes, o bien reducirse en más de 89 por ciento. Una variabilidad similar se observa cuando se consideran otros indicadores, como el promedio de precipitaciones de todas las zonas, o las variaciones porcentuales.

Las condiciones climatológicas variables de Nicaragua tienen implicancias en los cultivos de granos, dado que los mismos presentan distintos requerimientos técnicos para su desarrollo. Como muestra la Tabla [A4](#) en anexos, cultivos como el arroz se desarrollan en condiciones de mayor humedad, por lo cual el exceso de precipitaciones que se puede dar en los periodos de siembra puede no tener mayores afectaciones sobre la producción y el rendimiento, dado que es un cultivo que resiste elevados niveles de humedad. Según [INATEC \(2017\)](#)<sup>9</sup>, el frijol tiene la particularidad que puede cultivarse en ambientes más húmedos que el maíz, pero menos húmedos que el arroz, de modo que, tanto un exceso como escasez de precipitaciones pueden afectar negativamente este cultivo. El maíz, por su parte, puede ser el cultivo que resista de mejor forma las adversidades del clima, dependiendo mayormente de requerimientos nutricionales para su desarrollo (véase e.g., [Benitez-Alfonso et al. 2023](#)).

### **3.2. Estrategia empírica**

En este documento se usa una estrategia de vectores autoregresivos estructurales con variables exógenas (SVAR-X por sus siglas en inglés). Este tipo de modelos<sup>10</sup> se han vuelto populares en macroeconomía, particularmente en presencia de endogeneidad ocasionada por causalidad reversa o simultaneidad de las variables analizadas.

Debido a que se posee información estadística de variables climáticas de distintas zonas geográficas del país, se explota esa característica para tratar de evaluar la potencial heterogeneidad que puede surgir con la ocurrencia de choques de exceso o falta de precipitaciones. En este sentido, se modela la dinámica de precios de granos en función de los choques climatológicos, incorporando factores exógenos, como precios de insumos de producción o precios externos de granos como el frijol, dado que Nicaragua exporta el

---

<sup>9</sup>Instituto Nacional Tecnológico - Tecnológico Nacional.

<sup>10</sup>Luego de los aportes de [Sims \(1980\)](#).

excedente de producción de este rubro.

Se realiza también una estimación del modelo, utilizando una estrategia de identificación que permite incluir las variables exógenas dentro del conjunto dinámico de variables, esto con el fin de determinar la respuesta de precios de granos, no solo ante choques climáticos, sino para controlar también por el impacto dinámico que pueden tener otras variables exógenas (e.g., precios externos), sobre los precios internos de granos. En este sentido, se crea un índice ponderado de choque de precipitaciones (exceso o falta), en función de la dinámica de precipitaciones en las principales zonas donde se produce frijol, maíz y arroz.

Dado lo anterior, en el sistema del modelo SVAR se incluye la información de la variación de precios ( $\pi_t$ ) de cada rubro  $i$  en el período  $t$ , información del índice de choques de precipitaciones ( $r_t$ ), variación de los costos laborales en el país ( $w_t$ ), precios externos de fertilizantes ( $f_t$ ), así como precios de exportaciones ( $x_t$ ), con el fin de incorporar factores de demanda<sup>11</sup>.

Cabe destacar que en la especificación del SVAR se restringe la dinámica de la variable de precios internos de granos, de modo que esta no genera ninguna influencia (ni contemporánea, ni rezagada) en la dinámica de variables externas. Lo mismo con otras variables como salarios y precipitaciones en zonas del país. Las variables externas también se restringen, de modo que, esas no determinen la dinámica de las precipitaciones en las zonas productoras.

Para dar estructura al modelo SVAR se parte de una especificación similar a la presentada en la ecuación (2), como se detalla a continuación y siguiendo la notación de [Enders \(2008\)](#).

$$BX_t = \Gamma + \Phi X_{t-1} + e_t \quad (2)$$

De ese modo, el mismo se compone de:  $r_t, f_t, x_t, w_t, \pi_t$ . Dado lo anterior, la expresión (2) se puede expresar de la siguiente forma:

$$\begin{pmatrix} 1 & b_{1,2} & b_{1,3} & b_{1,4} & b_{1,5} \\ b_{2,1} & 1 & b_{2,3} & b_{2,4} & b_{2,5} \\ b_{3,1} & b_{3,2} & 1 & b_{3,4} & b_{3,5} \\ b_{4,1} & b_{4,2} & b_{4,3} & 1 & b_{4,5} \\ b_{5,1} & b_{5,2} & b_{5,3} & b_{5,4} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} r_t \\ f_t \\ x_t \\ w_t \\ \pi_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \\ \gamma_3 \\ \gamma_4 \\ \gamma_5 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \phi_{1,1} & \phi_{1,2} & \phi_{1,3} & \phi_{1,4} & \phi_{1,5} \\ \phi_{2,1} & \phi_{2,2} & \phi_{2,3} & \phi_{2,4} & \phi_{2,5} \\ \phi_{3,1} & \phi_{3,2} & \phi_{3,3} & \phi_{3,4} & \phi_{3,5} \\ \phi_{4,1} & \phi_{4,2} & \phi_{4,3} & \phi_{4,4} & \phi_{4,5} \\ \phi_{5,1} & \phi_{5,2} & \phi_{5,3} & \phi_{5,4} & \phi_{5,5} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} r_{t-1} \\ f_{t-1} \\ x_{t-1} \\ w_{t-1} \\ \pi_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e^{r_t} \\ e^{f_t} \\ e^{x_t} \\ e^{w_t} \\ e^{\pi_t} \end{pmatrix}$$

<sup>11</sup>Esta última variable se excluye en la estimación del modelo para la variación de precios de arroz y maíz.

Los residuos del modelo VAR planteado presentan una matriz de varianza-covarianza de la forma  $\Sigma_e = e_t^T e_t$ , misma que suele tener  $\mathbb{E}(e_i, e_j) \neq 0$ , lo cual limita la capacidad de interpretar esos “choques”, como innovaciones estructurales que puedan propagarse en el sistema del modelo planteado. De ese modo, se emplean algunas restricciones.

La expresión (2), puede normalizarse usando una matriz que restringe las relaciones contemporáneas entre las variables del sistema. Cabe destacar que el orden impuesto en el sistema VAR, permite definir la relación de “causalidad”, al momento de imponer restricciones en la matriz  $\Phi$ , considerando el grado de “exogeneidad” de las variables incluidas. No obstante, se consideran algunas particularidades.

Normalmente, la matriz de relaciones contemporáneas se sustituye por una matriz triangular inferior (i.e., identificación de Cholesky), de modo que las variables más “exógenas” (de la parte superior del vector de variables), no responden a la dinámica de las variables más “endógenas”. Sin embargo, en este caso, ello no es razonable, puesto que, por ejemplo, si bien las precipitaciones en Nicaragua podrían afectar los precios de granos en el país, no es razonable pensar que estas afectarían el precio de insumos agrícolas a nivel internacional. De esa forma, la matriz  $\Phi$ , no puede ser una matriz triangular.

Normalmente, para garantizar que el modelo VAR esté identificado, se incorporan una cierta cantidad de restricciones (Mitra 2006). Ese número de restricciones es equivalente a  $(k^2 - k)/2$ , donde  $k$  es el número de variables del sistema. De ese modo, un sistema de 5 variables necesita 10 restricciones como mínimo. En caso de que se imponga una mayor cantidad de restricciones, eso implica que el modelo se encontraría sobre-identificado (Ibid). Esto significa que metodológicamente se necesitaría estimar una menor cantidad de parámetros.

En la matriz  $\Phi$  descrita, se incluyen 13 restricciones, de modo que en el modelo se estiman libremente 6 parámetros. Con las restricciones impuestas, se considera que todas las variables poseen influencia en la dinámica de precios de granos en Nicaragua, y se conserva también la relación entre precios externos de granos y salarios del sector primario, dado que mejores condiciones de precios podría suponer una mayor propensión a producir y, por tanto, demandar mano de obra, al ser la agricultura intensiva en el uso de este factor, lo cual podría eventualmente afectar los salarios. Por su parte,

se considera también que el precio de fertilizantes afecta la dinámica de precios locales de granos con un periodo de rezago, pero también los precios de exportación. No obstante, la relación inversa se restringe. Finalmente, se considera que la evolución de precios de exportación (i.e., de frijol), afecta de manera contemporánea los precios al consumidor en Nicaragua.

Además de las restricciones contemporáneas, se usan también otras restricciones de modo que en los rezagos sucesivos, por ejemplo, los precios de granos en Nicaragua no afecten de forma contemporánea o rezagada a las variables externas, pero también otras variables internas como las precipitaciones o los salarios. Con esto se garantiza que las variables externas no respondan en ningún momento a la dinámica de variables internas.

Además de incorporar las restricciones de la matriz  $\Phi$ , es necesario restringir la matriz de varianzas-covarianzas  $\Sigma_e$ , de modo que los choques contenidos en dicha matriz posean covarianza cero. Con ello, se puede garantizar que las innovaciones que sufren las variables de interés puede afectar a las demás variables (cuando corresponda), de modo que dichas perturbaciones pueden ser identificadas de forma consistente, al no estar correlacionadas con otros factores que pueden ‘confundir’ el efecto de la innovación estructural de interés.

La expresión (2) se puede expresar como en (3) una vez que se incluye la matriz  $A$  que restringe la dinámica contemporánea y rezagada de las variables, pero además, se restringe la matriz de varianzas-covarianzas  $\Sigma_e$  mediante la matriz  $B$ . Esto último es muy importante, debido a que permite hacer la identificación estructural en el sistema.

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + u_t \quad (3)$$

Con  $A_0 = B^{-1}\Gamma$ ,  $A_1 = B^{-1}\Phi$  y  $u_t = B^{-1}e_t$ . En este caso,  $u_t$  incluye al conjunto de residuos que posee una matriz de varianzas-covarianzas expresada en la matriz identidad. De ese modo,  $u_t \sim N(0, I)$ , con  $I$  siendo la matriz identidad (Enders 2008).

Lo anterior se puede mostrar debido a que  $\Sigma_u = u_t^T u_t$  (matriz de varianzas-covarianzas de  $u_t$ ), debe ser restringida para garantizar que no existe correlación entre los choques. Entonces:

$$\Sigma_u = u_t^T u_t = B^{-1}e_t(B^{-1}e_t)^T = B^{-1}e_t e_t^T (B^{-1})^T \quad (4)$$

De acuerdo con [Enders \(2008\)](#), al tomar valor esperado<sup>12</sup> de la expresión anterior resulta:

$$\mathbb{E}(\Sigma_u) = \mathbb{E}(B^{-1}e_t e_t^T (B^{-1})^T) = B^{-1} \mathbb{E}(e_t e_t^T) (B^{-1})^T = B^{-1} \Sigma_e (B^{-1})^T \quad (5)$$

Al expandir  $B^{-1} \Sigma_e (B^{-1})^T$ , resulta:

$$\begin{pmatrix} 1 & b_{1,2} & b_{1,3} & b_{1,4} & b_{1,5} \\ b_{2,1} & 1 & b_{2,3} & b_{2,4} & b_{2,5} \\ b_{3,1} & b_{3,2} & 1 & b_{3,4} & b_{3,5} \\ b_{4,1} & b_{4,2} & b_{4,3} & 1 & b_{4,5} \\ b_{5,1} & b_{5,2} & b_{5,3} & b_{5,4} & 1 \end{pmatrix}^{-1} \underbrace{\begin{pmatrix} \sigma_r^2 & \sigma_{r,f} & \sigma_{r,x} & \sigma_{r,w} & \sigma_{r,\pi} \\ \sigma_{f,r} & \sigma_f^2 & \sigma_{f,x} & \sigma_{f,w} & \sigma_{f,\pi} \\ \sigma_{x,r} & \sigma_{x,f} & \sigma_x^2 & \sigma_{x,w} & \sigma_{x,\pi} \\ \sigma_{w,r} & \sigma_{w,f} & \sigma_{w,x} & \sigma_w^2 & \sigma_{w,\pi} \\ \sigma_{\pi,r} & \sigma_{\pi,f} & \sigma_{\pi,x} & \sigma_{\pi,w} & \sigma_\pi^2 \end{pmatrix}}_{\text{varianzas-covarianzas}} \left[ \begin{pmatrix} 1 & b_{1,2} & b_{1,3} & b_{1,4} & b_{1,5} \\ b_{2,1} & 1 & b_{2,3} & b_{2,4} & b_{2,5} \\ b_{3,1} & b_{3,2} & 1 & b_{3,4} & b_{3,5} \\ b_{4,1} & b_{4,2} & b_{4,3} & 1 & b_{4,5} \\ b_{5,1} & b_{5,2} & b_{5,3} & b_{5,4} & 1 \end{pmatrix}^{-1} \right]^T$$

### 3.3. Producción, rendimiento y exportación de granos

La producción agrícola en Nicaragua ha manifestado un incremento significativo en los últimos años, lo que ha sido particularmente evidente en la producción de arroz y frijol (véase Tabla 1). De acuerdo con datos del BCN, entre el ciclo agrícola de 2013/14 y 2020/21, la producción de arroz incrementó 29.2 por ciento, produciendo 5.8 millones de quintales (qq) en el ciclo 2020/21, en una área sembrada de 105 mil manzanas (mz). Así, el rendimiento promedio se situó en 55.3 quintales por manzana (qq/mz), con lo que el rendimiento de la producción de arroz incrementó 15.7 por ciento entre 2013 y 2021, y en 2022 el país produjo arroz para abastecer el 72 por ciento de la demanda local ([Bolsagro, 2023](#)).

La tendencia de la producción de frijol fue similar a la observada en la producción de arroz. En el ciclo 2020/21 se produjeron 4.7 millones de quintales en un área de 344.7 mil manzanas. Con eso, el rendimiento de este producto fue de 13.5 quintales por manzana. Debido a que en el país el consumo aparente de frijol es inferior a la producción, el excedente se exporta. Se estima que en el país se consumieron 3 millones de quintales, por lo que en ese periodo las exportaciones fueron cercanas a 1.7 millones de quintales (2 millones de qq en 2022). Entre el ciclo agrícola 2013/14 y 2020/21 se reflejó un incremento de 14 por ciento en la producción de frijol, y 5.3 por ciento en el rendimiento promedio por manzana (12.8 qq/mz en 2013/14 a 13.5 qq/mz en 2020/21), sugiriendo que el incremento del rendimiento o

<sup>12</sup>El operador de valor esperado afecta solo a la matriz de elementos variables. La matriz  $B$  define coeficientes constantes de relaciones contemporáneas.

la productividad del frijol no ha sido tan alta (como en el caso del arroz), misma que se ha mantenido estancada desde el ciclo 2016/17.

TABLA 1: Producción y Rendimiento de Granos Básicos

Ciclo	Arroz			Frijol			Maíz blanco		
	Área	Produc.	Rend.	Área	Produc.	Rend.	Área	Produc.	Rend.
2013/14	94.0	4,493.2	47.8	318.5	4,079.9	12.8	593.2	10,878.6	18.3
2014/15	94.3	4,583.2	48.6	352.1	3,510.1	10.0	444.2	7,947.7	17.9
2015/16	77.6	4,445.1	57.3	318.8	3,280.9	10.3	384.0	6,423.9	16.7
2016/17	95.3	5,090.2	53.4	356.0	4,009.4	11.3	501.0	9,052.7	18.1
2017/18	96.6	5,145.4	53.2	319.9	4,261.9	13.3	454.3	9,004.0	19.8
2018/19	99.0	5,333.7	53.9	326.2	4,347.7	13.3	403.4	8,713.1	21.6
2019/20	104.9	5,701.8	54.3	325.8	4,343.5	13.3	431.0	8,821.6	20.5
2020/21	105.0	5,807.4	55.3	344.7	4,649.7	13.5	424.7	8,182.3	19.3

Nota: Área en miles de manzanas. Producción en miles de quintales. Rendimiento en quintales (qq) por manzana (mz).

Fuente: Elaboración propia, datos del BCN y MAG.

Por otro lado, el maíz (blanco) ha reflejado una tendencia a la baja en cuanto a la producción local. Particularmente, en el ciclo 2020/21 se produjeron 8.2 millones de quintales (supliendo la demanda local), de un área total de 424.7 mil manzanas. Así, la producción total de este rubro se redujo 24.8 por ciento contrastado con la producción nacional en el ciclo agrícola 2013/14, a pesar del incremento de 5.1 por ciento del rendimiento por manzana. Al igual que sucede con el frijol, en el país la mayor producción se ha dado por una mayor área sembrada, pues la productividad o rendimiento por manzana prácticamente se ha estancado desde 2016, incluso reflejando disminución desde 2018. Esto sugiere que la producción de granos en el país es extensiva, contrastando con los procesos intensivos donde la producción agregada crece debido a incrementos de la productividad por área cosechada.

Según los datos del IV Censo Nacional Agropecuario (IV-CENAGRO 2010) de INIDE, se observa que en ese ciclo agrícola la mayor concentración de área de siembra del frijol se observó en Matagalpa, Jinotega, la Región Autónoma de la Costa Caribe Norte (RACCN), y en Nueva Segovia. Estos departamentos son también parte de los principales productores de otros granos como el maíz (Tabla 2). Particularmente, los 4 departamentos concentraron casi el 60 por ciento del área sembrada de frijol en el ciclo 2010/11, y la mitad del área sembrada de maíz.

TABLA 2: Área de Sembrada de Granos Básicos en 2010

Departamento	Frijol		Maíz		Arroz			
	Área	Peso(%)	Área	Peso(%)	Secano	Riego	Área	Peso(%)
Boaco	10,718	3.3	18,050	4.1	10	5,522	5,532	5.5
Carazo	5,333	1.7	5,553	1.3	1,442		1,442	1.4
Chinandega	6,409	2.0	27,268	6.2	5,971		5,971	6.0
Chontales	5,182	1.6	9,513	2.2	412	4,149	4,561	4.6
Estelí	18,207	5.7	12,792	2.9	10		10	0.0
Granada	4,107	1.3	3,553	0.8	1,937	13,817	15,754	15.8
Jinotega	55,693	17.4	76,855	17.4	2,985		2,985	3.0
León	6,995	2.2	25,718	5.8	1,257	6,180	7,437	7.4
Madriz	12,952	4.0	10,076	2.3	6		6	0.0
Managua	5,214	1.6	15,448	3.5	296	10,096	10,392	10.4
Masaya	3,816	1.2	5,577	1.3	539		539	0.5
Matagalpa	56,311	17.5	57,459	13.0	347	13,983	14,330	14.3
Nueva Segovia	36,866	11.5	29,268	6.6	1,070		1,070	1.1
RACCN	41,991	13.1	58,179	13.2	10,109		10,109	10.1
RACCS	25,124	7.8	55,969	12.7	4,782		4,782	4.8
Río San Juan	16,801	5.2	20,739	4.7	3,215	4,147	7,362	7.4
Rivas	9,240	2.9	8,957	2.0	6,327	1,254	7,581	7.6

Nota: Área sembrada en manzanas (mz). Peso relativo del área sembrada de cada departamento en el área total. El área sembrada de arroz seco y de riego conforman el área total de arroz.

Fuente: Elaboración propia, datos del IV-CENAGRO 2010.

Por su parte, en cuanto al área sembrada de arroz, se observa que la RACCN, la Región Autónoma de la Costa Caribe Sur (RACCS), Rivas y Chinandega representaron casi el 70 por ciento del área sembrada de arroz seco. Esto es importante, dado que el arroz seco está más expuesto a las condiciones climáticas, a diferencia del arroz de riego, al cual se le suele suministrar agua de forma controlada, por lo que ello puede hacer que este rubro sea menos sensible a choques climatológicos adversos (e.g., sequías). Cabe destacar que si se considera el arroz de riego, otros departamentos como Granada, Matagalpa o Managua concentran la mayor superficie de siembra en el territorio nicaragüense.

TABLA 3: Producción de Maíz por Departamento

Departamento	Producción de maíz (qq)		
	Rend. (qq/mz)	Producción 2001	Producción 2010
Boaco	15.2	262,990	274,360
Carazo	6.2	36,704	34,429
Chinandega	12.8	455,642	349,030
Chontales	13.1	120,389	124,620
Estelí	14.8	174,758	189,322
Granada	10.7	53,821	38,017
Jinotega	26.6	1,982,445	2,044,343
León	11.5	334,121	295,757
Madríz	17.5	134,313	176,330
Managua	9.8	141,953	151,390
Masaya	16.6	118,175	92,578
Matagalpa	16.6	924,952	953,819
Nueva Segovia	27.3	581,545	799,016
RACCN	13.0	952,822	756,327
RACCS	12.7	1,151,217	710,806
Río San Juan	7.0	198,968	145,173
Rivas	13.4	115,856	120,024

Nota: Rendimiento de quintales (qq) por manzana (mz). Rendimiento del maíz (diversas variedades) tomado de [Cajina & Moreno \(2017\)](#). Producción aproximada suponiendo que el rendimiento se mantiene invariante entre periodos (véase la Tabla 1).

Fuente: Elaboración propia, con datos de INIDE.

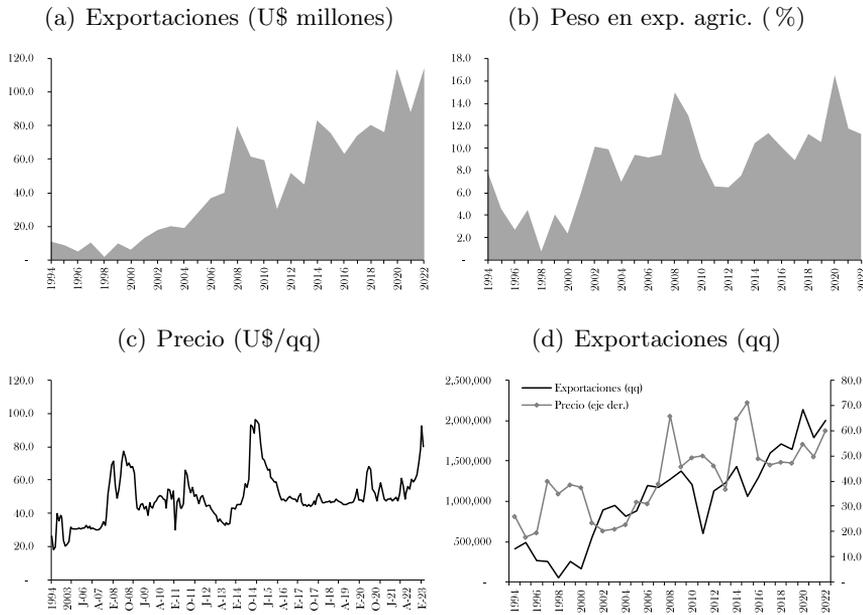
### 3.3.1. Exportaciones de granos

Debido a que en Nicaragua solamente la producción de frijol supera la demanda local, el excedente de este producto se exporta. Entre 1994 y 2022, Nicaragua ha exportado en promedio 45.7 millones de dólares anualmente (U\$114.2 millones en 2022), por lo que la preponderancia de las exportaciones de frijol en las exportaciones agrícolas ha sido de 8.5 por ciento, como muestra la Figura 2.

Lo anterior se ha traducido en un promedio anual de 1 millón de quintales exportados en ese periodo. Considerando el nivel agregado de producción de este rubro, cerca del 40 por ciento de la producción nacional se ha exportado en los últimos años. El precio de las exportaciones de frijol ha

sido relativamente volátil desde 1994, con una tendencia general al alza. En promedio, el precio por quintal de frijol exportado ha sido de 41 dólares (en 1994-2022), con un máximo de 64.7 dólares en 2014.

FIGURA 2: Exportaciones de Frijol



Nota: Exportaciones agrícolas (exp. agric.). qq: quintales. U\$: dólares.  
Fuente: Elaboración propia, datos del BCN.

Cabe destacar que en la medida que los precios de exportación del frijol han incrementado, el volumen exportado también lo ha hecho. En particular, ambos indicadores reflejan una correlación de más de 57 por ciento, sugiriendo que, cuando los precios externos son altos, puede haber una disminución de la disponibilidad de este grano para el mercado local, al destinarse un mayor volumen dirigido a la exportación, ya que la producción agregada se ha mantenido relativamente estable.

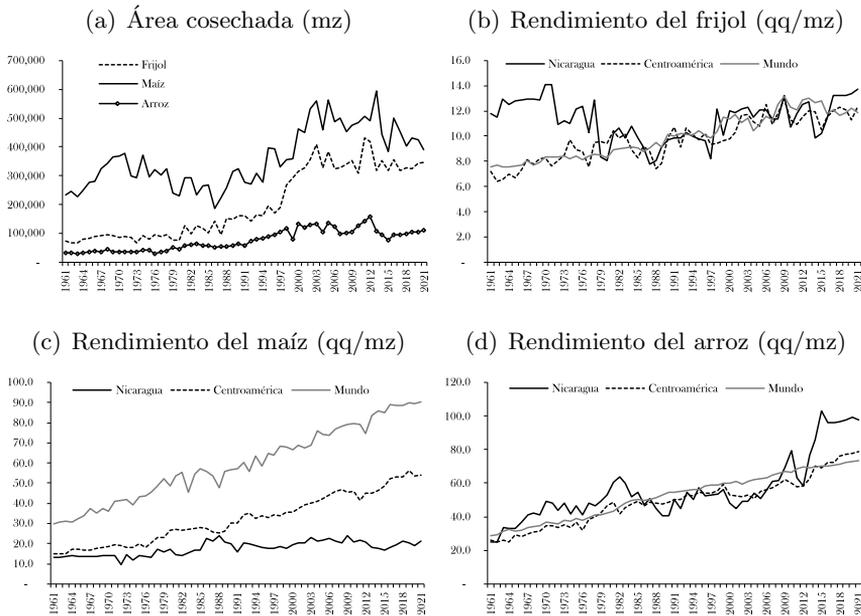
### 3.4. Comparativa de rendimiento de cultivos

Históricamente, en Nicaragua la producción de granos ha sido importante. Si se considera la información de la Organización para la Alimentación y la Agricultura (FAO por sus siglas en inglés), la mayor representatividad de cultivos (en función del área cosechada), ha sido el maíz y el frijol.

Entre 1960 y 2021 se han sembrado en promedio 361.3 mil manzanas de maíz y 201.9 mil manzanas de frijol, presentando una tendencia creciente, particularmente en el caso del frijol (Figura 3).

Un aspecto clave de la agricultura es el rendimiento por área cosechada. Si se compara la evolución del rendimiento del frijol en Nicaragua (qq/mz), con respecto al promedio mundial o el rendimiento de la región centroamericana, se observa que el país presenta un rendimiento ligeramente superior al promedio de Centroamérica, el cual ronda los 13 quintales por manzana. No obstante, el rendimiento del cultivo es inferior al registrado a principios de la década de 1970. Esto indica que el incremento de la producción en el país, proviene particularmente de mayores extensiones de áreas cosechadas, y no necesariamente por mayores niveles de productividad o rendimiento de las superficies de siembra.

FIGURA 3: Área Cosechada y Rendimiento de Cultivos



Nota: Rendimientos convertidos de hectogramos por hectárea, a quintales por manzana. 1 manzana equivale a 0.7 hectáreas. Y, 1 quintal equivale a 100 libras.

Fuente: Elaboración propia, datos de la FAO.

En el caso del maíz, el promedio de rendimiento en Nicaragua es sustancialmente inferior al de la región centroamericana y el promedio

mundial. En 2021 Nicaragua registró 21.1 quintales por manzana cosechada de maíz, mientras que en Centroamérica ese promedio fue de 53.9 quintales, y 90.5 quintales en el promedio mundial. Por su parte, el rendimiento por manzana del cultivo de arroz en Nicaragua ha sido históricamente similar al observado a nivel global. Sin embargo, según la información de la FAO, en Nicaragua el rendimiento del arroz incrementó de forma importante desde 2013, lo cual se puede asociar con los procesos de tecnificación de ese rubro implementados desde inicios de la década.

### 3.5. Evolución de precios de granos

Debido a la naturaleza en la que se cultivan los productos agrícolas, tanto su volumen producido, como sus precios, pueden ser muy volátiles. Esto porque la agricultura depende de diversos aspectos exógenos (no controlados), como las condiciones climáticas, o los precios internacionales de insumos. En Nicaragua se observa que el frijol es el rubro que refleja la mayor volatilidad de precios, seguido por el maíz y el arroz. En particular, desde 2006 el promedio de inflación anual del frijol ha sido de 17 por ciento, 12.6 por ciento en el caso del maíz, y 8.6 por ciento en el arroz.

TABLA 4: Estadísticos de la Inflación de Granos

Producto	Periodo	Media	Máximo	Mínimo	Desv. Est.
Frijol	E06-M23	17.0	196.3	(46.0)	50.1
Maíz	E06-M23	12.6	93.6	(43.3)	25.1
Arroz	E06-M23	8.6	74.4	(17.6)	14.0

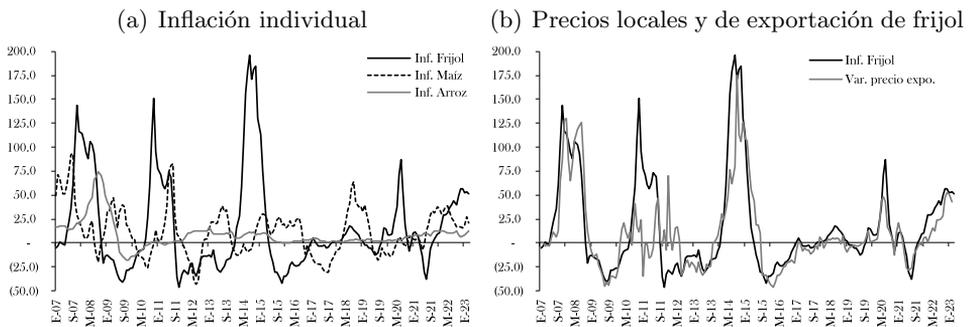
Nota: Variación interanual del IPC en porcentaje (%). Datos negativos entre paréntesis. E: enero. M: marzo.

Fuente: Elaboración propia.

La mayor volatilidad del precio del frijol se refleja en una desviación estándar de 50 por ciento de su variación interanual de precios, con incrementos máximos que han supuesto casi la triplicación de su precio entre un año y otro (Tabla 4). Cabe destacar que la variación de precios más alta en el precio del frijol se dio en 2014, coincidiendo con los precios más altos de exportación en el país. De hecho, entre la dinámica de precios internos del frijol, con los precios de exportación de ese rubro, reflejan una correlación superior a 78 por ciento (Figura 4). Esto sugiere que, en la medida que los precios externos son altos, eso no solo podría generar una menor disponibilidad de grano para la demanda local, sino que también podría influenciar al alza los precios domésticos.

A pesar de la importante volatilidad del precio del frijol, si se construye un índice de precios de granos, determinado por la ponderación individual en el IPC<sup>13</sup>, la volatilidad del índice compuesto se reduce (inflación promedio de 10.4% entre 2006 y 2022), debido a que el arroz es el producto que tiene el mayor peso entre los tres productos, representando el 76.1 por ciento de la variabilidad del índice, seguido por el frijol con 23.3 por ciento. De ese modo, a pesar de que el frijol sea un producto cuyo precio es muy volátil, debido a su menor representatividad en la cesta de productos incluida en el IPC de Nicaragua, las variaciones abruptas de precios de ese producto debería de tener un efecto menos intenso, contrastado con el caso en el cual sea el arroz el que manifieste tal volatilidad.

FIGURA 4: Variación Interanual de Precios de Granos



Nota: Variación en porcentaje. Inf: inflación.

Fuente: Elaboración propia, datos del BCN.

<sup>13</sup>El precio del arroz tiene una ponderación de 2.6 por ciento en el IPC general.

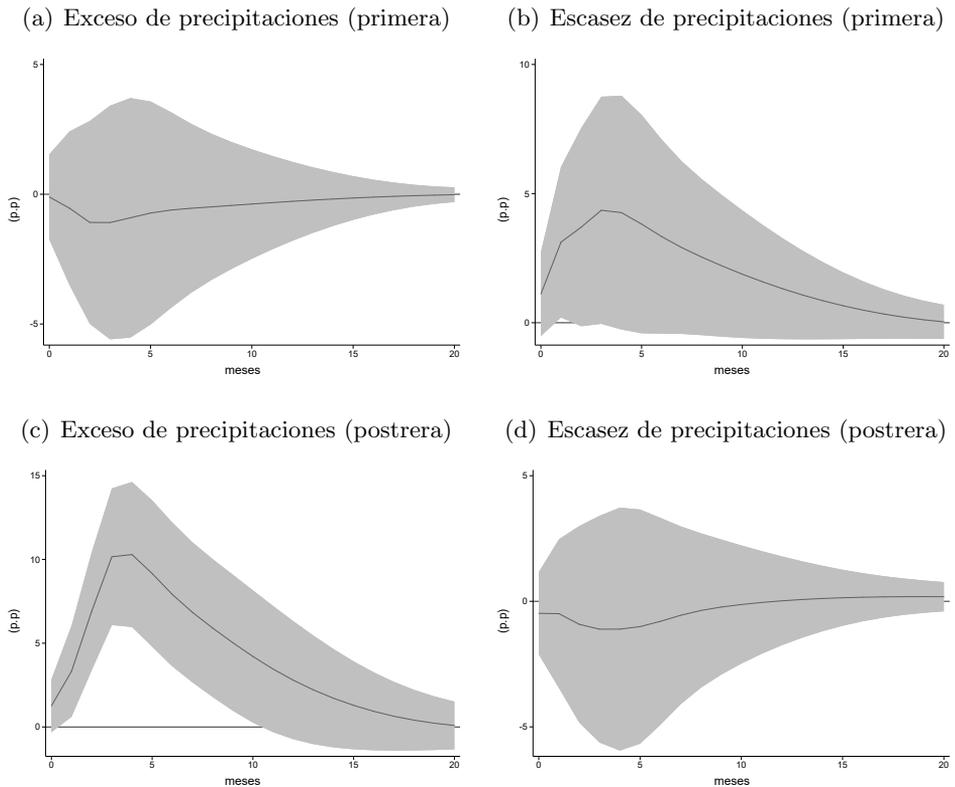
## 4. Resultados

Los resultados se presentan por cada rubro, dado que es razonable pensar que esos cultivos pueden responder de forma distinta a los choques climáticos en dependencia de la naturaleza de los mismos. Así, se analiza cómo responden los precios de los granos ante exceso y escasez de lluvias en las dos principales fases de siembra: primera y postrera. La fase de primera se implementa normalmente entre mayo y junio, mientras que la fase de postrera puede darse entre agosto y septiembre. Así, estos meses se usan para condicionar la ocurrencia de choques climatológicos, los cuales se analizan a continuación.

### 4.1. Frijol

Los resultados de las estimaciones para el caso de la inflación de precios del frijol, sugieren que los precios de dicho grano incrementan de forma significativa cuando se presentan un exceso de precipitaciones en el periodo de siembra de postrera, pero también hay presiones al alza cuando en la fase de siembra de primera se manifiesta escasez de lluvias. Si se considera un umbral de 2 o 2.5 desviaciones estándar por encima del promedio histórico de lluvias en los meses de siembra de primera y postrera, las estimaciones indican que eso se puede asociar con un alza de hasta 10 puntos porcentuales en la inflación de ese grano, luego de 3 o 4 meses de ocurrencia del fenómeno climático adverso. En el caso de escasez de lluvias en la fase de siembra de primera, la respuesta es positiva y sigue una dinámica similar a la descrita anteriormente, pero el alza de precios observada es menor a la mitad del que se observa luego de choques de exceso de lluvias en siembra de postrera.

FIGURA 5: Respuesta de Precios del Frijol a Exceso/Escasez de Precipitaciones



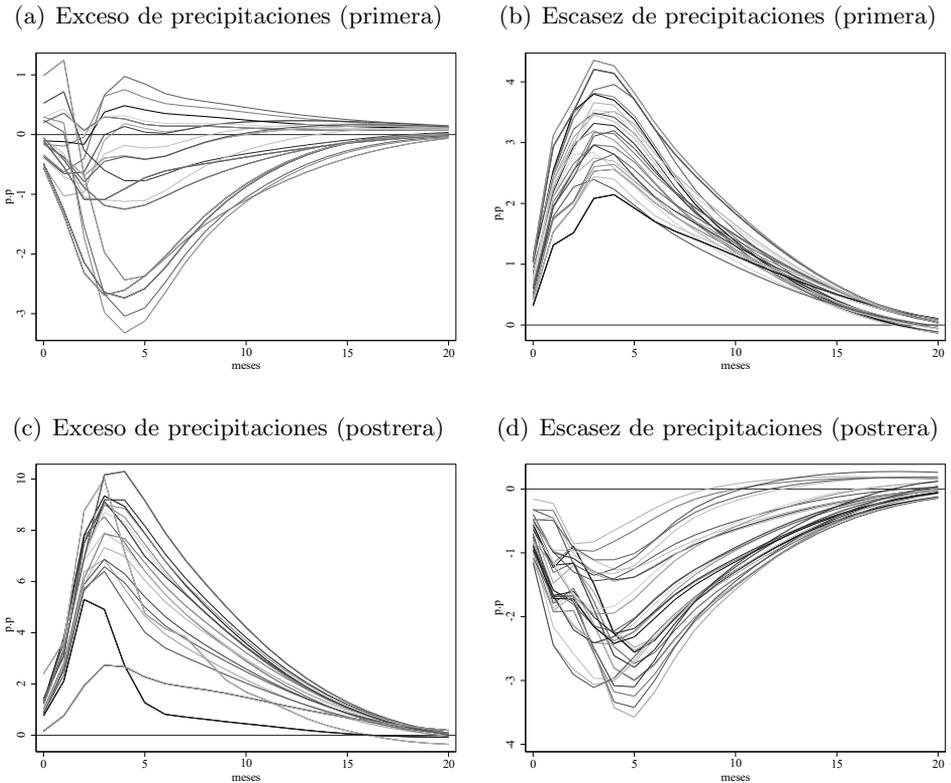
Nota: El exceso o escasez de precipitaciones se define por  $\pm 2.5$  desviaciones estándar de las diferencias porcentuales de las precipitaciones, con respecto a la media histórica. El área sombreada refleja un intervalo de confianza de 90 por ciento. Modelo estimado con 3 rezagos elegidos según criterios informativos. La fase de primera se define entre mayo y junio, mientras que la postrera entre agosto y septiembre. Incluye información de precipitaciones en 5 de las principales zonas productoras.

Fuente: Elaboración propia.

La sensibilidad del precio del frijol en Nicaragua en la fase de siembra de primera y postrera es coherente con la proporción de siembra que se da en ambas fases, pues en los últimos años la producción ha sido similar en primera y postrera (Figura A1, en la Sección de Anexos), de modo que la producción puede estar expuesta en ambos casos a los fenómenos climatológicos adversos, lo cual en su efecto puede influir en la evolución del precio de ese producto.

Adicional a lo anterior, se realiza un análisis de sensibilidad de la respuesta del precio del frijol a los choques climáticos adversos. En este, se contemplan distintos umbrales para determinar el choque de precipitaciones, esto es, desde 1 hasta 2.5 desviaciones estándar por encima o debajo de la media histórica en las 5 o 6 principales zonas productoras de frijol. En este análisis se observa que la trayectoria de la respuesta de la inflación de precios del frijol no suele diferir de lo mostrado inicialmente en las distintas fases de siembra. Además, se valida la relevancia de choques de exceso de lluvias en periodos de postrera, y la escasez en periodo de siembra de primera, siendo estos eventos los que reflejan mayor impacto en los precios del frijol. En esos casos, las respuestas suelen ser distintas de cero estadísticamente, en las diferentes simulaciones.

FIGURA 6: Sensibilidad de la Respuesta de Precios del Frijol a Exceso/Escasez de Lluvia



Nota: El exceso o escasez de precipitaciones se define de 1 hasta 2.5 desviaciones estándar por encima o debajo de las diferencias porcentuales de lluvias en un mes dado, con respecto a la media histórica (con salto de 0.1 desviaciones). Se consideran de 5 a 6 de las zonas de mayor producción de frijol. La fase de siembra de primera se da entre mayo y junio, mientras que la postrera entre agosto y septiembre.

Fuente: Elaboración propia.

Considerando que el frijol manifiesta una ponderación de 0.81 por ciento en la cesta de 298 productos incluidos para el cálculo del IPC en Nicaragua, si se contempla el punto más alto de la respuesta inflacionaria luego de los choques de exceso de lluvias en postrera, y escasez en periodo de siembra de primera, entonces la contribución que podría reflejar este producto a la inflación general podría ascender a 0.10 puntos porcentuales, lo cual puede ser atribuible a la influencia directa de choques climáticos. No obstante, esto no contempla posibles efectos inflacionarios de segunda vuelta que

pueden resultar a partir del alza de precios de este alimento (e.g., servicios de alimentación).

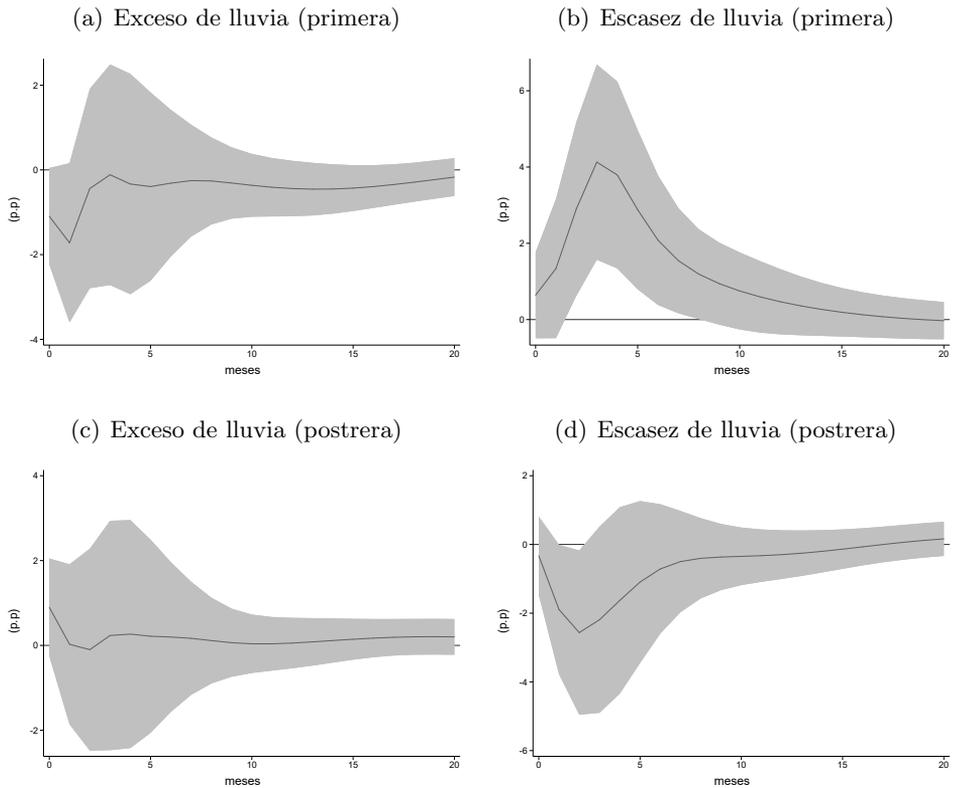
Se debe destacar que para modelar la evolución de precios del frijol, se contempla un bloque exógeno de variables que incluye el precio externo de fertilizantes, los precios de exportación del frijol, así como el indicador de exceso o escasez de precipitaciones en las principales zonas productoras del país. Estos elementos se condicionan para que la influencia sea unidireccional, de modo que sean esos los que influyan en los precios internos, permitiendo identificar la dinámica de precios ante choques exógenos, lo cual puede garantizar mayor validez a los resultados. Sin embargo, dado que el interés recae sobre los choques climáticos, los efectos de las demás variables exógenas incluidas no se presentan.

## 4.2. Maíz

Los resultados en cuanto al desempeño de precios del maíz, reflejan una tendencia similar que la descrita anteriormente para el caso del frijol. Particularmente, se observa que el nivel de precios del maíz incrementa de forma significativa posterior a la ocurrencia de eventos de escasez de lluvias en las principales zonas productoras, con un alza que se ubica en torno a 4 puntos porcentuales de la variación interanual de su precio (nivel de confianza de 90%). Este resultado es coherente con el encontrado por [Brown & Kshirsagar \(2015\)](#).

Lo anterior es coherente con la varianza de precios de granos presentada en la Tabla 4, en la cual se muestra que la variación interanual (inflación) de precios del maíz manifiesta una varianza equivalente a la mitad de la varianza de precios del frijol. No obstante, debido a que el maíz tiene un peso de 0.02 por ciento en el IPC general de Nicaragua, la contribución de alzas en el precio de este grano no genera mayor presión en la inflación nacional, generando así una contribución marginal.

FIGURA 7: Respuesta de Precios del Maíz a Exceso/Escasez de Precipitaciones



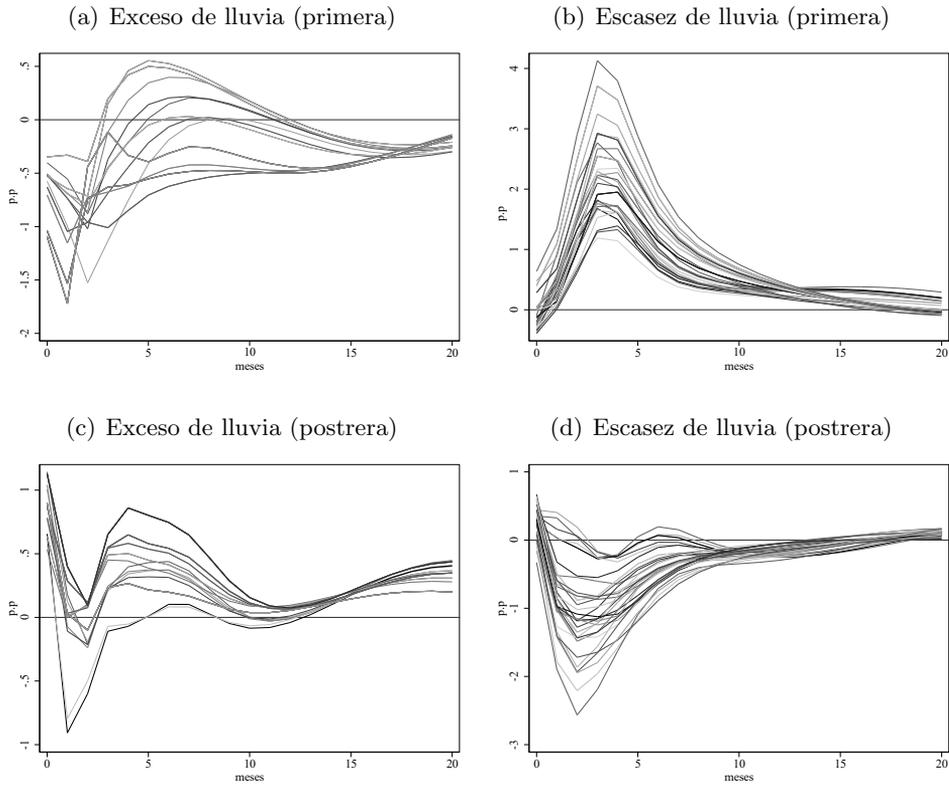
Nota: El exceso o escasez de precipitaciones se define por  $\pm 2.5$  desviaciones estándar de las diferencias porcentuales de las precipitaciones, con respecto a la media histórica. El área sombreada refleja un intervalo de confianza de 90 por ciento. Modelo estimado con 3 rezagos elegidos según criterios informativos. La fase de primera se define entre mayo y junio, mientras que la postrera entre agosto y septiembre. Incluye información de precipitaciones en 5 de las principales zonas productoras.

Fuente: Elaboración propia.

El análisis de sensibilidad realizado para el caso de la dinámica de precios del maíz indica también que los resultados generales son robustos a la especificación del umbral contemplado para definir la magnitud del choque climático. Así, la respuesta de precios del maíz suele ser más sensible a la escasez de lluvias en fase de siembra de primera. Esto también es coherente con la estructura productiva del país, pues en Nicaragua en los últimos años la cosecha de maíz en época de primera suele superar el 70 por ciento de la producción total (Figura A1 de la Sección de Anexos), de modo que los

fenómenos climáticos adversos que ocurran entre mayo y junio, pueden tener mayores repercusiones en la producción y, por tanto, en los precios de este grano<sup>14</sup>.

FIGURA 8: Sensibilidad de la Respuesta de Precios del Maíz a Exceso/Escasez de Lluvias



Nota: El exceso o escasez de precipitaciones se define de 1 hasta 2.5 desviaciones estándar por encima o debajo de las diferencias porcentuales de lluvias en un mes dado, con respecto a la media histórica (con salto de 0.1 desviaciones). Se consideran de 5 a 6 de las zonas de mayor producción de maíz. La fase de siembra de primera se da entre mayo y junio, mientras que la postrera entre agosto y septiembre.

Fuente: Elaboración propia.

<sup>14</sup>Para modelar el precio del maíz, no se consideran los precios de exportaciones del frijol, y en su lugar se incluyen precios externos de alimentos. El mismo tratamiento se realiza para el análisis de precios del arroz.

### 4.3. Arroz

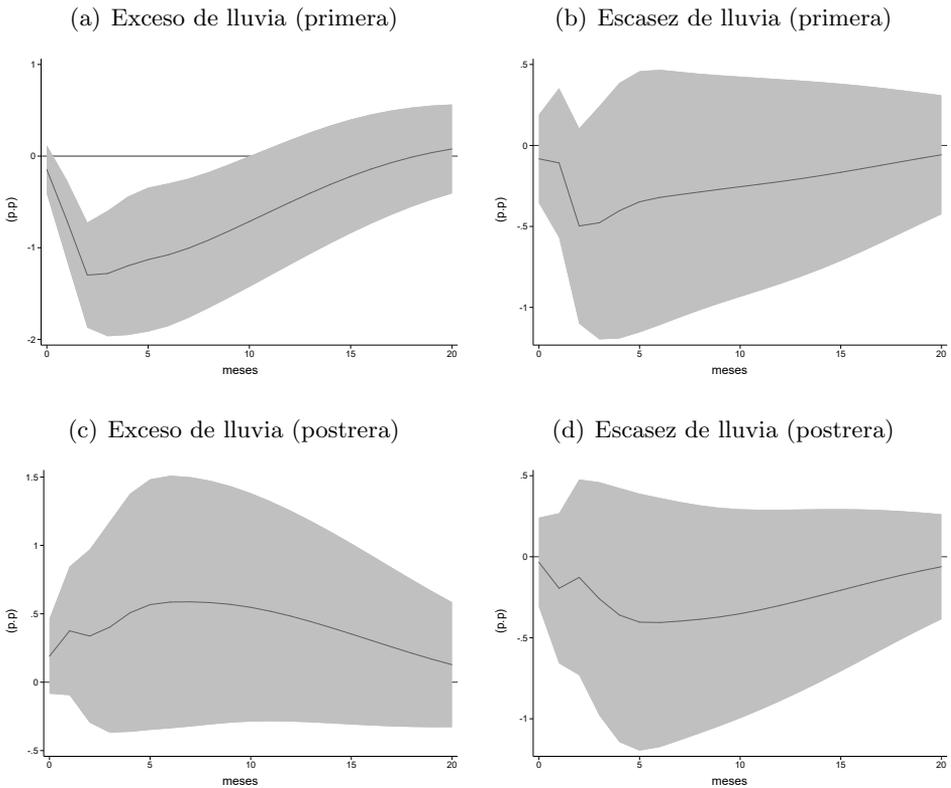
El análisis empírico realizado para modelar el precio del arroz, es similar al realizado en los casos anteriores. No obstante, es importante mencionar que las principales zonas productoras consideradas son aquellas donde se cultiva arroz seco, es decir, el que depende de condiciones climatológicas, por lo que se excluyen las zonas donde se produce la mayor parte de arroz de riego, al ser este menos susceptible a los choques climáticos, por producirse en entornos más controlados. Por ejemplo, como muestra la Tabla 2, Matagalpa, Granada y Managua se destacan por ser los mayores productores de arroz de riego, pero tienen una ponderación marginal en la producción de arroz seco, por lo cual, esas zonas se excluyen al momento de analizar el potencial efecto de choques climáticos (en zonas productoras) sobre el precio del arroz.

Debido a la naturaleza de la planta de arroz, la misma puede subsistir en condiciones de alta humedad, pero ser sensible a la sequía. Entonces, es esperable que periodos lluviosos puedan tener efectos positivos en la producción de este rubro (véase: [Brown & Kshirsagar 2015](#)). Esto es razonable y coherente con los resultados empíricos, dado que se muestra que la inflación de precios del arroz se reduce de manera significativa en periodos lluviosos, durante la fase de siembra de primera.

Dado que en el caso del arroz la mayor parte de producción de arroz seco se da en el ciclo de primera, eso es congruente con la evolución de precios a choques climáticos en esa fase de siembra. En particular, los resultados sugieren que un exceso de precipitaciones en las cinco principales zonas productoras del país, se asocia con una reducción de precios cercana a 1.5 puntos porcentuales. Ese resultado es también consistente con una menor volatilidad de precios del arroz, cuando se contrasta con el caso del maíz o el frijol (Tabla 4). Así, el precio del arroz es más sensible a choques climáticos en la fase de siembra de primera, pues en la siembra de postrera no parece haber movimientos significativos de precios de ese producto, independientemente si el choque es de exceso o escasez de lluvia en dicho período.

Cuando se realiza el análisis de sensibilidad de los resultados, se evidencia que los mismos no suelen cambiar su tendencia luego de los choques supuestos, y en general, se valida el hecho que el precio del arroz suele disminuir de manera significativa cuando la fase de siembra de primera es lluviosa.

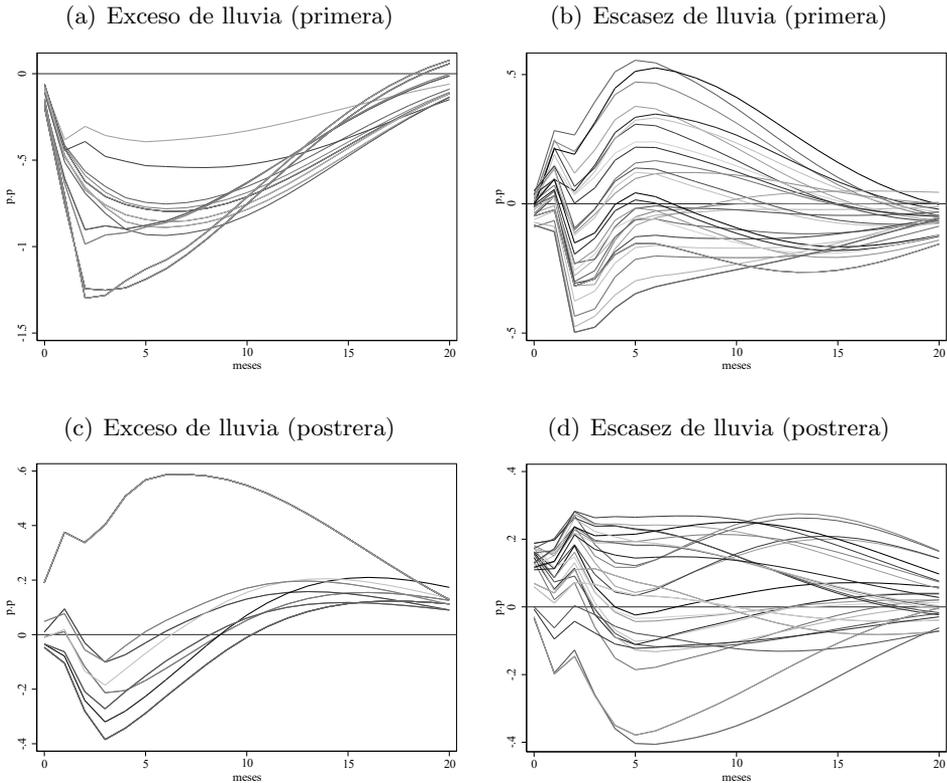
FIGURA 9: Respuesta de Precios del Arroz a Exceso/Escasez de Precipitaciones



Nota: El exceso o escasez de precipitaciones se define por  $\pm 2.5$  desviaciones estándar de las diferencias porcentuales de las precipitaciones, con respecto a la media histórica. El área sombreada refleja un intervalo de confianza de 90 por ciento. Modelo estimado con 3 rezagos elegidos según criterios informativos. La fase de primera se define entre mayo y junio, mientras que la postrera entre agosto y septiembre. Incluye información de precipitaciones en 5 de las principales zonas productoras.

Fuente: Elaboración propia.

FIGURA 10: Respuesta de Precios del Arroz a Exceso/Escasez de Precipitaciones



Nota: El exceso o escasez de precipitaciones se define de 1 hasta 2.5 desviaciones estándar por encima o debajo de las diferencias porcentuales de lluvias en un mes dado, con respecto a la media histórica (con salto de 0.1 desviaciones). Se consideran de 5 a 6 de las zonas de mayor producción de arroz. La fase de siembra de primera se da entre mayo y junio, mientras que la postrera entre agosto y septiembre.

Fuente: Elaboración propia.

#### 4.4. Contribución conjunta a la inflación

Una vez que se identifican los choques que se asocian con movimientos significativos de precios de granos, se realiza una estandarización del choque simulado, de modo que se supone que el 25 por ciento de las zonas productoras sufren un choque de exceso o escasez de lluvias<sup>15</sup>. Considerando

<sup>15</sup>La magnitud del choque es de 2.5 desviaciones estándar por encima o por debajo del promedio histórico de desviaciones. Véase la Tabla A3 para más detalle.

los meses donde la inflación incrementa en mayor medida luego del choque (después de 3 a 4 meses), se estima que en el caso del frijol, un exceso de lluvias en la fase de siembra de postrera, se puede asociar con una contribución a la inflación de entre 0.9 y 1 puntos porcentuales.

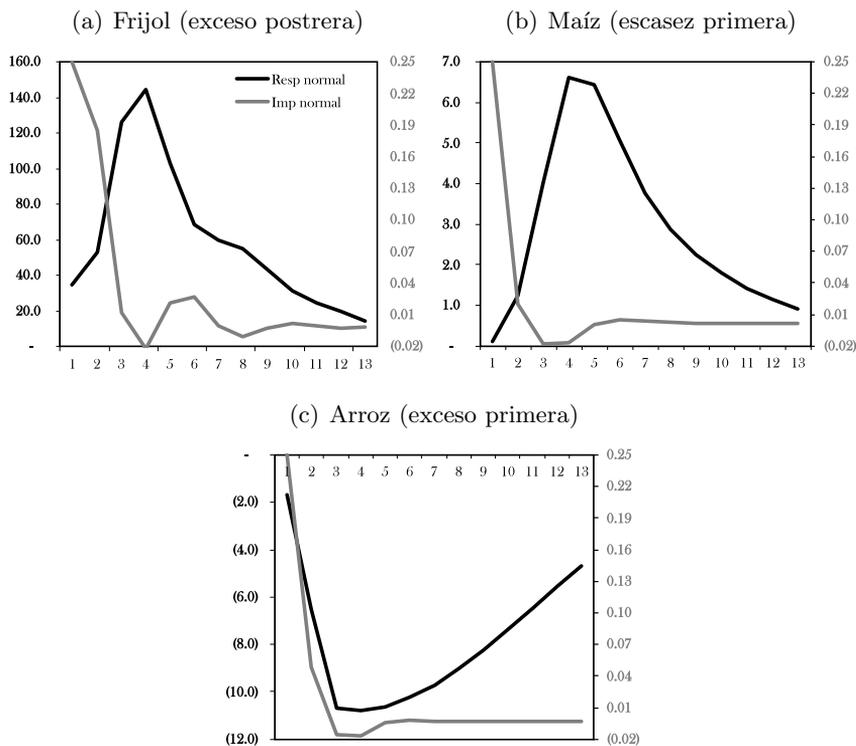
Como se muestra en la Figura 11, si bien la respuesta de la inflación del frijol es importante luego de 3 o 4 meses de ocurrido el choque, dada la baja ponderación de este bien en el IPC general del país (alrededor de 0.8%), hace que su contribución sea relativamente moderada, aunque su volatilidad de precios sea la más alta dentro de los granos básicos analizados. En tanto, la contribución a la inflación general derivada del incremento de precios del maíz se estima en torno a 0.1 puntos porcentuales, lo cual se explica por la baja ponderación de este grano en la cesta del IPC (peso de 0.02%), siendo la menor entre los tres productos analizados.

Finalmente, la respuesta negativa de precios del arroz en fases lluviosas de siembra de primera, se asocia con una disminución que se ubica entre 0.2 y 0.3 puntos porcentuales de la inflación general. Con esto, si se acumulan las contribuciones marginales, se estima que los choques climáticos adversos en las épocas de siembra de granos podrían explicar entre 0.7 y 0.8 puntos porcentuales de inflación<sup>16</sup>. Esto es determinado por el alza registrada en los precios del frijol, y la disminución de precios del arroz, dado que la contribución de precios del maíz a la inflación general es marginal. Se debe mencionar que la estimación anterior no incluye los potenciales efectos inflacionarios de segunda vuelta que podrían derivarse del alza de precios de alimentos.

---

<sup>16</sup>Aunque esto implica la comparación de los posibles efectos negativos ocasionados por alzas de precios en el maíz y el frijol, atenuado en parte con la reducción de precios del arroz.

FIGURA 11: Respuesta Normalizada de Choques Climáticos a Precios de Granos



Nota: El exceso o escasez de precipitaciones se define por 2.5 desviaciones estándar por encima o debajo de las diferencias porcentuales, con respecto a la media histórica de precipitaciones. Se supone la ocurrencia de fenómenos climáticos adversos en el 25 por ciento de zonas productoras. La fase de siembra de primera se da entre mayo y junio, mientras que la postrera entre agosto y septiembre. Eje vertical en porcentaje. Eje horizontal en meses.

Fuente: Elaboración propia.

## 5. Conclusiones

La agricultura en Nicaragua está sujeta a las condiciones climatológicas, mismas que a menudo evolucionan de manera impredecible, y pueden tener influencia en la producción de aquellos cultivos más susceptibles a eventos climáticos adversos, como exceso de lluvias, o sequías. Así, este estudio ha tenido el objetivo de indagar en el posible efecto de esos eventos climáticos adversos en los precios de granos básicos: frijol, maíz y arroz; mismos que tienen una ponderación no menor dentro del IPC del país.

Haciendo uso de estrategias empíricas, se encuentra que los eventos climatológicos adversos tienen una influencia heterogénea en los precios de granos, en función de la época en que dichos fenómenos ocurren. Por ejemplo, en el caso del frijol, el precio de este producto se ve presionado al alza cuando el exceso de lluvias se da en el periodo de siembra de postrera, o hay una escasez de precipitaciones en la fase de primera. Así, un evento típico de ese tipo en las principales zonas productivas de este rubro se pueden asociar con alzas máximas de precios cercanas a 10 y 4 puntos porcentuales, respectivamente, luego de 3 o 4 meses de ocurrencia del evento climático.

Por su parte, en el caso del maíz se observa que los precios de este rubro suelen responder al alza luego de fases de siembra de primera caracterizadas por escasez de lluvia. En tanto, en el caso del arroz (secano) se observa que los precios responden negativamente ante periodos lluviosos de siembra de primera. Si bien la respuesta de precios de estos dos rubros es menor que en el caso del frijol, en el caso particular del arroz, dado que este producto tiene un mayor peso dentro del IPC, dicho movimiento en precios se asocia con una contribución significativa a la inflación. Estos resultados son robustos a la definición de diversos umbrales para determinar la severidad del choque de precipitaciones.

Si se simula la ocurrencia de choques climáticos adversos en el 25 por ciento de las principales zonas productoras de cada rubro, se observa que como máximo el aporte a la inflación de los tres productos podría ascender de 0.7 a 0.8 puntos porcentuales de inflación<sup>17</sup>. Esto determinado por el alza registrada en los precios del frijol, y la disminución de precios del

---

<sup>17</sup>Si se supone que el choque ocurre en una mayor proporción de zonas, entonces el posible efecto encontrado incrementa de forma proporcional, al trabajar con un modelo lineal.

arroz, dado que la contribución de precios del maíz a la inflación general es marginal.

Si bien los resultados del estudio son coherentes con la estructura de producción del país donde, por ejemplo, los precios del arroz responden a choques de precipitaciones en periodos de siembra de primera (ya que casi la totalidad del arroz seco se siembra en esa fase), dichos resultados pueden presentar limitaciones.

Una de las limitaciones del estudio es la relativamente reducida representatividad de datos de las zonas productivas, lo cual se limita por los datos climatológicos de las estaciones de monitoreo incorporadas en el estudio y disponibles en INETER. De ese modo, el extender la cantidad de municipios incorporados en el análisis, podría brindar mayor robustez a los resultados. También el analizar con mayor detenimiento la siembra y cosecha de apante es un elemento importante en el estudio de precios de granos, dada esa característica de producción estacional propia de la agricultura.

Asimismo, el incluir información de la producción por zonas geográficas podría también proveer mayores elementos para analizar los potenciales mecanismos que pueden explicar la evolución de los precios luego de choques climatológicos. Esto porque es razonable pensar que los eventos extremos de precipitaciones suponen una amenaza sobre la producción, lo cual posteriormente impacta en el precio de los granos. No obstante, la falta de información limita el poder explorar esos potenciales mecanismos, con el fin de determinar cuánto de las variaciones de precios se puede asociar con la elasticidad precio-cantidad en cada rubro, y cuánto puede ser, por ejemplo, producto de especulación, márgenes de comercialización u otro componente detrás de la formación de precios. Estos son elementos que podrían ser explorados con mayor profundidad en estudios posteriores.

## Referencias

- Abbas, S. & Mayo, Z. A. (2021), 'Impact of temperature and rainfall on rice production in Punjab, Pakistan', *Environment, Development and Sustainability* **23**(2), 1706–1728.
- Abril-Salcedo, D. S., Melo-Velandia, L. F. & Parra-Amado, D. (2020), 'Nonlinear relationship between the weather phenomenon El niño and Colombian food prices', *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics* **64**(4), 1059–1086.
- Aragón, F. M., Oteiza, F. & Rud, J. P. (2021), 'Climate change and agriculture: Subsistence farmers' response to extreme heat', *American Economic Journal: Economic Policy* **13**(1), 1–35.
- Atems, B. & Sardar, N. (2021), 'Exploring asymmetries in the effects of El Niño-Southern Oscillation on US food and agricultural stock prices', *The Quarterly Review of Economics and Finance* **81**(4), 1–14.
- Bandara, J. S. & Cai, Y. (2014), 'The impact of climate change on food crop productivity, food prices and food security in South Asia', *Economic Analysis and Policy* **44**(4), 451–465.
- Bastianin, A., Lanza, A. & Manera, M. (2018), 'Economic impacts of El Niño southern oscillation: evidence from the Colombian coffee market', *Agricultural Economics* **49**(5), 623–633.
- Benitez-Alfonso, Y., Soanes, B. K., Zimba, S., Sinanaj, B., German, L., Sharma, V., Bohra, A., Kolesnikova, A., Dunn, J. A., Martin, A. C. et al. (2023), 'Enhancing climate change resilience in agricultural crops', *Current Biology* **33**(23), 1246–1261.
- Brown, M. E. & Kshirsagar, V. (2015), 'Weather and international price shocks on food prices in the developing world', *Global Environmental Change* **35**(1), 31–40.
- Brunner, A. D. (2002), 'El Nino and world primary commodity prices: warm water or hot air?', *Review of Economics and Statistics* **84**(1), 176–183.
- Cajina, R. & Moreno, R. (2017), 'Análisis de los determinantes del rendimiento del maíz en Nicaragua', *Revista de Economía y Finanzas* **4**(1), 99–130.

- Cirino, P. H., Féres, J. G., Braga, M. J. & Reis, E. (2015), ‘Assessing the impacts of ENSO-related weather effects on the Brazilian agriculture’, *Procedia Economics and Finance* **24**(1), 146–155.
- Enders, W. (2008), *Applied econometric time series*, Wiley Library. 4th edition.
- Hill, R. & Fuje, H. (2020), ‘What is the impact of weather shocks on prices?’, *World Bank. Policy Research Working Paper No.9398*. (Washington DC).
- INATEC (2017), Granos básicos, Manual del protagonista, INATEC.
- Kyei-Mensah, C., Kyerematen, R. & Adu-Acheampong, S. (2019), ‘Impact of rainfall variability on crop production within the Worobong Ecological Area of Fanteakwa District, Ghana’, *Advances in Agriculture* **123**(1), 1–7.
- Letta, M., Montalbano, P. & Pierre, G. (2022), ‘Weather shocks, traders’ expectations, and food prices’, *American Journal of Agricultural Economics* **104**(3), 1100–1119.
- Melo-Velandia, L. F., Orozco-Vanegas, C. A. & Parra-Amado, D. (2022), ‘Extreme weather events and high Colombian food prices: A non-stationary extreme value approach’, *Agricultural Economics* **53**(1), 21–40.
- Mitra, P. (2006), ‘Has government investment crowded out private investment in India?’, *American Economic Review* **96**(2), 337–341.
- Sims, C. A. (1980), ‘Macroeconomics and reality’, *Econometrica* **10**(1), 1–48.
- Steen, M., Bergland, O. & Gjølborg, O. (2023), ‘Climate change and grain price volatility: Empirical evidence for corn and wheat 1971–2019’, *Commodities* **2**(1), 1–12.
- Su, Y., Liang, C., Zhang, L. & Zeng, Q. (2022), ‘Uncover the response of the US grain commodity market on El Niño–Southern Oscillation’, *International Review of Economics & Finance* **81**(1), 98–112.
- Ubilava, D. (2017), ‘The ENSO effect and asymmetries in wheat price dynamics’, *World Development* **96**(1), 490–502.

## A. Anexos

TABLA A1: Proporción de Productores y Área Sembrada de Granos en 2010

Departamento	Frijol		Maíz		Arroz	
	Productores	Área	Productores	Área	Productores	Área
Boaco	2.7	3.2	5.0	4.5	NA	NA
Carazo	4.7	2.1	3.5	1.6	5.9	3.7
Chinandega	2.4	0.7	2.1	4.0	4.2	14.2
Chontales	0.6	0.7	3.5	2.3	NA	NA
Estelí	7.5	11.1	5.3	3.9	NA	NA
Granada	1.8	1.1	1.1	0.4	4.3	2.8
Jinotega	13.4	18.3	16.4	18.2	9.4	7.0
León	2.6	1.5	2.8	5.6	0.7	3.0
Madríz	6.8	6.9	7.2	3.6	NA	NA
Managua	1.8	1.5	2.5	3.6	NA	NA
Masaya	1.8	1.0	0.7	0.7	1.9	1.3
Matagalpa	8.9	20.9	14.3	12.2	1.2	0.8
Nueva Segovia	13.8	13.3	8.8	6.6	0.8	17.8
RACCN	10.9	9.0	9.2	13.7	31.9	15.1
RACCS	11.5	4.1	11.6	13.9	13.4	11.2
Río San Juan	4.1	3.1	2.7	3.8	9.1	7.6
Rivas	4.7	1.6	3.2	1.4	16.2	15.4

Nota: Proporción de productores y área sembrada del total nacional. NA: no se dispone de información.

Fuente: Elaboración propia, datos del IV-CENAGRO.

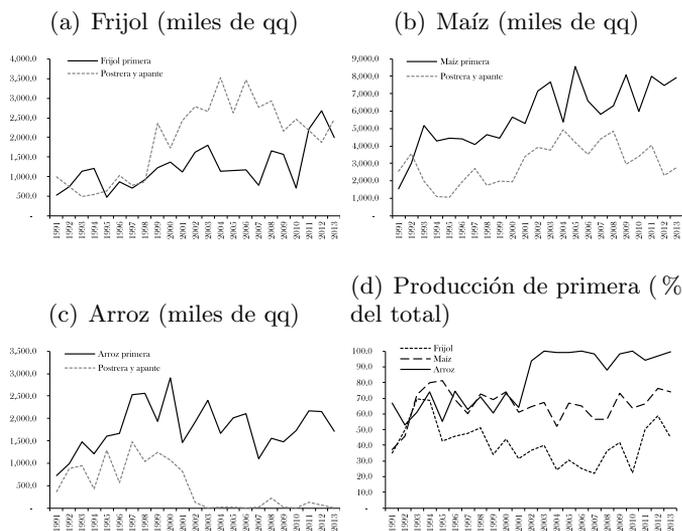
TABLA A2: Área Sembrada por Tipo de Cosecha en 2001

Departamento	Frijol		Maíz		Arroz	
	Primera	Total	Primera	Total	Primera	Total
Boaco	3,534.0	8,243.0	10,398.0	17,302.0	37.0	59.0
Carazo	3,162.0	6,749.0	3,381.0	5,920.0	226.0	295.0
Chinandega	1,449.0	3,935.0	17,748.0	35,597.0	3,416.0	5,124.0
Chontales	1,754.0	4,962.0	5,955.0	9,190.0	280.0	295.0
Estelí	5,561.0	13,829.0	10,555.0	11,808.0	1.5	3.5
Granada	2,732.0	5,975.0	3,358.0	5,030.0	543.0	818.0
Jinotega	10,348.0	47,782.0	45,817.0	74,528.0	1,714.0	1,979.0
León	1,816.0	5,655.0	11,816.0	29,054.0	524.0	924.0
Madríz	2,701.0	7,518.0	6,825.0	7,675.0	7.5	7.5
Managua	2,303.0	4,861.0	6,225.0	14,485.0	13.0	35.7
Masaya	2,515.0	5,638.0	4,786.0	7,119.0	153.0	217.0
Matagalpa	12,973.0	48,080.0	38,926.0	55,720.0	121.0	161.0
Nueva Segovia	5,535.0	18,362.0	19,643.0	21,302.0	2,102.0	2,126.0
RACCN	7,207.0	33,866.0	39,829.0	73,294.0	8,738.0	9,287.0
RACCS	6,823.0	39,745.0	46,383.0	90,647.0	3,673.0	4,211.0
Río San Juan	1,700.0	16,624.0	14,128.0	28,424.0	2,634.0	2,877.0
Rivas	2,346.0	8,130.0	5,390.0	8,646.0	3,190.0	4,084.0

Nota: Incluye cultivos sembrados sin alternación. El total incluye la siembra de primera, postrera y apante.

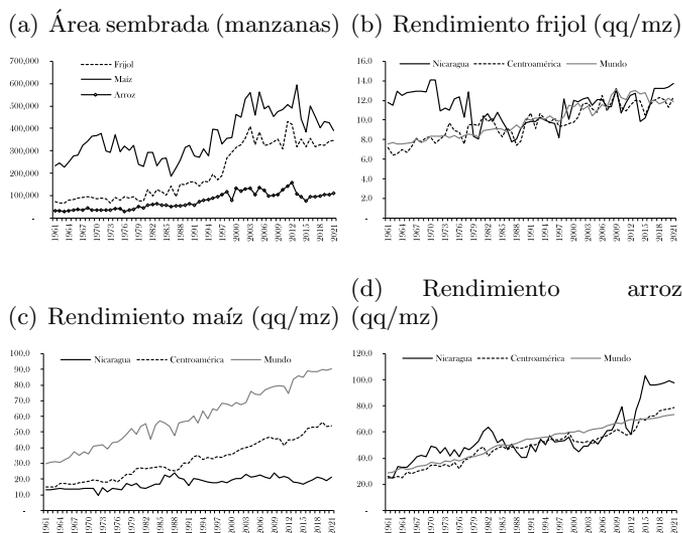
Fuente: Elaboración propia, datos del III-CENAGRO 2001.

FIGURA A1: Producción de Granos por Temporada de Cosecha



Fuente: Elaboración propia, datos del BCN.

FIGURA A2: Rendimiento de Cultivos de Granos en Nicaragua



Fuente: Elaboración propia, datos de la FAO.

TABLA A3: Regularidades de las Precipitaciones en Nicaragua

Indicador	Obs.	Promedio	Desv. Est.	Max.	Min.
Desviaciones de la media <sup>†</sup> (%)	184	1.4	63.8	304.6	-89.2
Promedio mensual (mm)	184	137.9	115.3	430.9	4.4
Diferencia mensual (mm)	168	2.5	81.2	286.0	-257.8
Variación porcentual (%)	168	29.6	106.0	477.0	-84.4

Nota: -mm: milímetros. Incluye datos de las 17 estaciones de monitoreo de INETER. Información estadística para el periodo 2006-2020. † desviación porcentual del promedio histórico de precipitaciones de un mes dado.

Fuente: Elaboración propia, datos de INETER.

TABLA A4: Requerimientos Técnicos de Cultivos de Granos

Rubro	Precipitaciones(mm)	Temperatura(c°)	Altura(msnm)	Ciclo(días)
Maíz	500-1000	20-27	0-1000	100-120
Frijol	1000-1600	20-27	50-1500	80-100
Arroz	800-2000	22-32	0-700	100-150

Nota: -mm: milímetros; c°: grados Celsius; msnm: metros sobre el nivel del mar.

Fuente: [INATEC \(2017\)](#).



# Tamaño óptimo de Gobierno: el caso de Nicaragua

Axel Canales García & Matilde Cerda Ruíz\*

## Resumen

La teoría keynesiana plantea la existencia de un efecto positivo del gasto de Gobierno sobre la economía a través de un efecto multiplicador. Sin embargo, en la literatura existen líneas de investigación que sugieren que la intervención del Gobierno tiene un efecto positivo sobre el producto hasta cierto umbral. El objetivo de esta investigación es identificar la relación entre el tamaño del Gobierno y el PIB *per cápita* para la determinación del nivel óptimo de gasto público, partiendo del esquema de la Curva de Armey o curva BARS. Para ello, se realizó un análisis de series de tiempo mediante cointegración utilizando como variables el logaritmo del PIB *per cápita*, gasto de Gobierno como porcentaje del PIB, apertura comercial, inversión fija pública y privada, precio internacional del petróleo, PIB real de Estados Unidos y el precio relativo entre Nicaragua y Estados Unidos. A partir de este análisis, se sugiere que existe evidencia de una relación no lineal entre el nivel de gasto de Gobierno como porcentaje del PIB y el logaritmo del PIB *per cápita*, siendo el nivel óptimo de gasto de Gobierno 23.7 por ciento con respecto al PIB.

**Palabras Clave:** Tamaño de Gobierno, Crecimiento Económico, Política Fiscal, Cointegración, Series de tiempo

**Códigos JEL:** C22, E62, E69, H50, O23

---

\*Los autores son graduados de Ingeniería en Economía y Negocios y forman parte del programa de Magíster en Economía Aplicada de la Pontificia Universidad Católica de Chile. Los autores agradecen el valioso apoyo de Nestor Torres así como los comentarios y sugerencias de Mario Arauz, Bianca Flores y Norvin Duarte. Para comentarios comunicarse a los correos: [axel.canalesgarcia@gmail.com](mailto:axel.canalesgarcia@gmail.com) y [matildeguadalupecerda@gmail.com](mailto:matildeguadalupecerda@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. Introducción

La relación entre el crecimiento económico y el gasto público ha estado sujeta a un continuo debate, captando gran atención en la política económica actual ya que, como explican [Álvarez et al. \(2017\)](#), a raíz de la crisis financiera global de 2008-2009 se han observado bajos niveles de crecimiento económico, junto con elevados niveles de deuda pública. Las respuestas de política de los Gobiernos y bancos centrales, junto con las recomendaciones del Fondo Monetario Internacional (FMI), han demostrado cierta inclinación por el paradigma keynesiano, que plantea un efecto positivo del gasto del Gobierno a través del efecto multiplicador sobre la economía ([Bova & Carcenac 2014](#), p. 7).

Además, luego de la crisis ocasionada por la pandemia de COVID-19, la política fiscal ha cobrado mucha relevancia para garantizar la estabilidad de la economía. Según el FMI, las medidas anunciadas en América Latina y el Caribe representan, en promedio, 8 por ciento del PIB. En contraste con las medidas de estímulo fiscal implementadas durante la crisis financiera global y su secuela, se ha observado un respaldo fiscal significativamente más robusto y focalizado en la fase inicial en los países pertenecientes al AL-5<sup>1</sup> ([FMI 2022](#), p. 1).

Sin embargo, tanto empírica como teóricamente, no existe un consenso sobre si este efecto es positivo en todos los casos. Estudios como [Easterly & Rebelo \(1993\)](#), han verificado la existencia de una relación robusta entre la inversión pública y el producto. Dentro del contexto latinoamericano, se ha logrado identificar una relación positiva de largo plazo entre el gasto corriente y de capital respecto al crecimiento económico, especialmente para la región de Centroamérica y República Dominicana (CARD) ([Garry & Rivas Valdivia 2017](#), p. 5).

Por otro lado, la contrarrevolución neoclásica enfatiza el papel beneficioso de los mercados libres, las economías abiertas y la implementación de políticas macroeconómicas por el lado de la oferta [Todaro & Smith \(2020\)](#), p. 136). En este sentido, [De la Fuente \(1997\)](#) calcula que “una reducción de cinco puntos porcentuales del gasto público total, manteniendo constante la inversión y las transferencias, aumentaría la tasa de crecimiento media de las economías de la OCDE<sup>2</sup> en dos tercios de puntos porcentuales por año

---

<sup>1</sup>México, Brasil, Chile, Colombia y Perú

<sup>2</sup>Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico.

en el mediano plazo”.

En las últimas décadas, la literatura empírica se ha inclinado por investigar la posibilidad de una relación no lineal entre el tamaño del Gobierno y el crecimiento económico, estableciendo que la intervención del Gobierno tiene un efecto positivo sobre el crecimiento económico hasta cierto umbral, análogo a lo que define la curva de Laffer (Laffer 2004). Esta teoría ha planteado la existencia de una curva con forma de U-invertida al graficar la relación entre el tamaño del Gobierno y la tasa de crecimiento del Producto Interno Bruto (PIB). Esta curva es conocida indistintamente como la curva de Arme y, o curva BARS debido a los estudios de Barro (1989), Arme y (1995), Rahn (1996) y Scully (1994).

A la luz de esta controversia teórica y empírica, el objetivo de esta investigación es identificar la relación entre el tamaño del gobierno y la actividad económica para determinar el nivel óptimo de gasto público, partiendo del esquema de la Curva de Arme y, aportando con ello evidencia en la estimación del tamaño del Gobierno que maximiza el PIB *per cápita* del país, donde dicha relación aún no ha sido estudiada.

Para ello, se realizó un análisis de series de tiempo mediante cointegración utilizando como variables el PIB *per cápita* en términos reales, el gasto público como porcentaje del PIB, la apertura comercial, la inversión fija pública y privada, el precio internacional del petróleo, el PIB real de Estados Unidos y el precio relativo entre Nicaragua y Estados Unidos. Los resultados sugieren que existe evidencia de una relación no lineal en forma de U-invertida entre el nivel de gasto agregado del Gobierno con respecto al PIB *per cápita*, siendo el nivel óptimo del ratio de gasto agregado de Gobierno a PIB de 23.7 por ciento.

El presente documento se encuentra estructurado como sigue: la sección 1 presenta la motivación y objetivos del estudio. La sección 2 presenta el marco conceptual y las distintas teorías que sustentan el desarrollo del presente trabajo. La sección 3 aborda los aspectos metodológicos, entre ellos econométricos, así como la recolección de datos. La sección 4 muestra los resultados de las estimaciones realizadas. Finalmente, la sección 5 expone las principales conclusiones e implicaciones de los resultados del estudio.

## 2. Revisión de literatura

### 2.1. Modelo teórico

Antes de profundizar en la literatura que investiga los efectos del gasto público sobre el crecimiento económico, es necesario proveer una definición de Gobierno. Se define Gobierno como el “responsable de la implementación de políticas públicas a través de la provisión de servicios que no tienen mercado y la transferencia de ingresos, apoyado principalmente por las recaudaciones obligatorias sobre otros sectores de la economía” (De Gregorio 2012, p. 134).

Una vez establecida la definición de Gobierno surge la interrogante de cómo medir su tamaño. Existen muchas posibles medidas, entre las cuales se incluyen: el número de trabajadores del sector público y el volumen anual de gasto público como porcentaje del PIB (Rosen 2008, p. 10).

Con respecto a estas dos medidas, la primera tiene sus limitantes, puesto que puede llegar a subestimar la influencia del Gobierno en la economía, ya que pocas personas pueden estar a cargo de un sinnúmero de tareas y responsabilidades. Por el contrario, se considera más sensata y generalizada la opción del gasto público como porcentaje del PIB “ya que refleja el grado en que los recursos de una sociedad se encuentran sometidos al control gubernamental” (Rosen 2008, p. 41).

El estudio de Barro (1990) marcó un precedente en la literatura económica acerca de la relación teórica entre las variables gasto del Gobierno y crecimiento económico. Esta investigación es de vital importancia porque fue la primera en formalizar la relación que posteriormente ha sido abordada como curva de Armey, en conjunto con un modelo de crecimiento económico endógeno. Siguiendo a Barro (1990) los hogares maximizan su utilidad en el tiempo:

$$U = \int_0^{\infty} u(c)e^{-\rho t} dt \quad (1)$$

Donde  $c$  es el consumo *per cápita* y  $\rho > 0$  representa la preferencia por el tiempo, la población es igual a la fuerza laboral y es constante,  $u(c)$  corresponde a la función de utilidad de los hogares:  $u(c) = \frac{c^{1-\sigma}-1}{1-\sigma}$  con  $\sigma > 0$ .

Barro (1990) asume una especificación de la función de producción  $f(k)$  con rendimientos constantes al capital:  $y = Ak$ , donde  $A > 0$  es el producto

marginal del capital neto. Así, la maximización de la ecuación (1) implica que:

$$\gamma = \frac{\dot{c}}{c} = \frac{1}{\sigma} \cdot (A - \rho)$$

Con el objetivo de incluir el gasto de Gobierno en el análisis, Barro (1990) plantea al Gobierno como un insumo para la producción privada,

$$y = \Phi(k, g) = k \cdot \Phi\left(\frac{g}{k}\right) \quad (2)$$

Donde la función  $\Phi$  cumple que  $\Phi' > 0$  y  $\Phi'' < 0$ . Asumiendo que la función de producción es de tipo Cobb-Douglas se tiene:  $\frac{y}{k} = \Phi\left(\frac{g}{k}\right) = A \cdot \left(\frac{g}{k}\right)^\alpha$  donde  $0 < \alpha < 1$ .

Por otra parte, se asume que el gasto del Gobierno es financiado con los impuestos de la siguiente manera:  $g = T = \tau y = \tau \cdot k \cdot \Phi\left(\frac{g}{k}\right)$  donde  $T$  es el ingreso del Gobierno y  $\tau$  es la tasa impositiva. La función de producción en la ecuación (2) implica que el rendimiento marginal al capital es:

$$\frac{\partial y}{\partial k} = \Phi\left(\frac{g}{k}\right) \cdot \left(1 - \Phi' \cdot \frac{g}{y}\right) = \Phi\left(\frac{g}{k}\right) \cdot (1 - \eta) \quad (3)$$

Donde  $\eta$  es la elasticidad de  $y$  con respecto a  $g$  (para un valor de  $k$  dado) con  $0 < \eta < 1$ . Luego:

$$\gamma = \frac{\dot{c}}{c} = \frac{1}{\sigma} \cdot \left[ (1 - \tau) \cdot \Phi\left(\frac{g}{k}\right) \cdot (1 - \eta) - \rho \right] \quad (4)$$

Las condiciones de que  $\tau = g/y$  y que  $g/k = (g/y) \cdot \Phi(g/k)$  implican que:

$$\frac{dy}{d\left(\frac{g}{y}\right)} = \frac{1}{\sigma} \cdot \Phi\left(\frac{g}{k}\right) \cdot (\Phi' - 1) \quad (5)$$

Por tanto, el tamaño del Gobierno que maximiza la tasa de crecimiento corresponde al caso en que la ecuación (5) se anula, esto es,

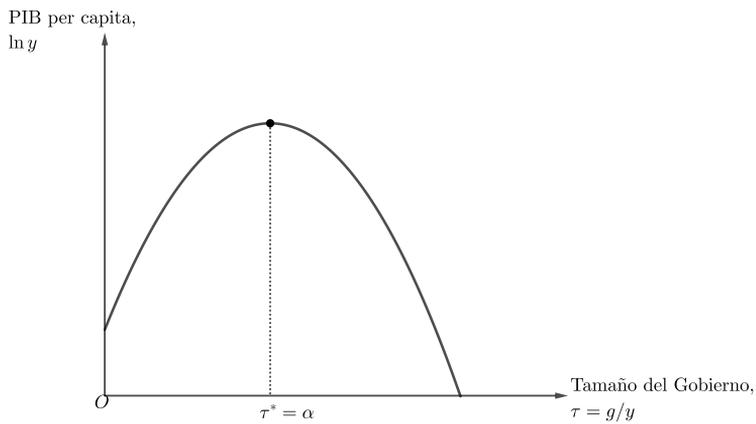
$$\Phi' = 1 \quad (6)$$

Es decir, el nivel óptimo del tamaño de Gobierno se define en el punto en el que la productividad marginal es igual a la unidad. Asumiendo la especificación Cobb-Douglas dado que  $\alpha = \eta = \Phi'(g/y)$ , se concluye que:

$$\alpha = \tau^* \quad (7)$$

La ecuación (7), siguiendo a [Sala-i Martin \(2000\)](#), indica que el Gobierno puede maximizar el crecimiento de la economía, adoptando un tamaño igual al que resultaría del mercado en un equilibrio competitivo con factores de producción privados. Equivalentemente, la participación del producto proporcionada por el Gobierno debe ser igual a la participación que viene determinada por la tecnología.

FIGURA 1: Relación entre el tamaño del Gobierno y el crecimiento económico (Curva de [Armey \(1995\)](#) o Curva BARS)



Fuente: Elaboración propia con fines ilustrativos.

Existen diversas razones por las cuáles se puede postular que el aumento del gasto de Gobierno repercute de forma positiva, entre ellas que se necesita del suministro con eficiencia de bienes y servicios públicos de forma de asignar mejor los recursos cuando existen fallas de mercados, así como la atenuación de ciclos económicos, para así disminuir la volatilidad en variables económicas y contribuir al crecimiento económico ([Podestá 2020](#), p. 3).

Sin embargo, existen argumentos que sugieren una relación negativa por ejemplo, [Silgoner et al. \(2003\)](#) menciona que altos niveles de gasto público están asociados con altas tasas impositivas y de déficit fiscal, lo cual generan distorsiones de mercado, desincentivos al ahorro y la inversión privada (efecto *crowding-out*) y elevada incertidumbre debido a la pérdida de credibilidad en la política fiscal.

Por otra parte, si bien no constituye el objetivo principal de este estudio, un tema también debatido relacionado con el gasto de Gobierno y el ingreso nacional es el de la precedencia temporal. Siguiendo a [Molina Díaz & Gantier Mita \(2016\)](#), existen cuatro tipos de dirección de precedencia entre el gasto de Gobierno y el ingreso nacional:

1. Hipótesis de retroalimentación: Sostiene que la precedencia no ocurre de forma unidireccional sino que bidireccional. Es decir, el PIB tiene efecto sobre el gasto público y viceversa.
2. Hipótesis keynesiana: Sostiene que el gasto público tiene una relación de causalidad con el crecimiento del producto. Es decir, el gasto público causa al crecimiento del producto.
3. Hipótesis wagneriana (Ley de Wagner): Contraria a la anterior, la hipótesis wagneriana sostiene que el crecimiento del producto tiene una relación de causalidad con el gasto público.
4. Hipótesis de neutralidad: A diferencia de las anteriores, sostiene que no existe ningún tipo de relación entre el gasto público y el crecimiento económico, es decir, la influencia entre el gasto público y el producto es nula.

Para el caso de Nicaragua, se encontró que el PIB *per cápita* precede temporalmente el Gasto Público agregado (ver tabla A6), lo que respalda la Ley de Wagner. Esto sugiere que el crecimiento gubernamental que ha experimentado la economía nacional está influenciado por el aumento de la demanda de servicios públicos. De acuerdo con [Hindriks & Myles \(2013\)](#), esto es evidente en sectores como la educación y atención médica, donde el crecimiento económico que incrementa los ingresos genera mayor demanda de estos servicios. Así mismo, siguiendo a [García \(1998\)](#), la hipótesis se fundamenta en factores como el aumento de las funciones administrativas y protectoras del Estado debido a la sustitución de la actividad privada por la pública. Como consecuencia de la mayor complejidad de las relaciones legales y de las comunicaciones, surgirían nuevas necesidades de la actividad pública reguladora y protectora.

Por otra parte, a mayor ingreso se generaría una expansión relativa de los gastos “culturales y de bienestar” especialmente los relativos a educación y redistribución de la renta. Lo que denota que, los bienes públicos se suponen con elasticidad renta superior a uno. Finalmente, los cambios

en la tecnología, y el creciente volumen de inversión exigido en muchas actividades, crearían un número cada vez mayor de monopolios privados que el Gobierno tendría que suprimir, o al menos neutralizar sus efectos, por razones de eficiencia económica (García 1998, p. 10).

## 2.2. Evidencia empírica

Gracias a las ventajas que trae consigo el explicar el crecimiento económico como una función no lineal del gasto de Gobierno, la implementación del modelo de Armeý como sustento teórico ha tenido amplia aceptación en la literatura empírica.

El Husseiny (2019), tomando como referencia a Scully (1994), pretende investigar si la relación entre el tamaño del Gobierno y el crecimiento económico en Egipto puede ser estudiada a través de un enfoque no lineal, encontrando que dicha relación puede ser caracterizada mediante una curva de Armeý (U-invertida). De este modo, estima que el tamaño óptimo del Gobierno como porcentaje del PIB se sitúa alrededor del 31.5 por ciento, indicando que este se encuentra cerca del nivel de maximización en ese país.

Por su parte, Asimakopoulos & Karavias (2016), muestran que existe un impacto asimétrico del tamaño del Gobierno sobre el crecimiento económico en países desarrollados y en desarrollo, alrededor de un umbral estimado. Utilizando un análisis de datos panel, identificaron que, para países en desarrollo, el efecto negativo de un nivel de gasto de Gobierno (más allá del óptimo), es más significativo cuantitativamente que el efecto positivo de un tamaño de Gobierno relativamente pequeño.

A su vez, Nouira & Kouni (2021) investigan el nivel óptimo del tamaño de Gobierno, así como su efecto en el crecimiento para países en desarrollo y un conjunto seleccionado de países pertenecientes a MENA<sup>3</sup>. Los resultados empíricos demostraron que, en línea con la literatura reciente, existe un umbral de gasto de Gobierno para todos los grupos del panel. El umbral está entre el 10 y el 30 por ciento del PIB para la muestra completa, 20 y 30 por ciento para países pertenecientes a la región MENA, y entre 10 y 20 por ciento para países en desarrollo. También está claro que este efecto umbral es significativamente mayor para los países MENA.

---

<sup>3</sup>Por sus siglas en inglés *Middle East and Northern Africa* cuya traducción corresponde a Medio Oriente y África del Norte.

Dentro del contexto latinoamericano, [Garry & Rivas Valdivia \(2017\)](#) han logrado identificar una relación de largo plazo entre el gasto corriente y de capital con el crecimiento económico, especialmente para la región de Centroamérica y República Dominicana (CARD). Este fuerte vínculo ha demostrado que el gasto de Gobierno tiene un efecto multiplicador significativo, tanto a corto como a largo plazo, siendo dichos efectos persistentes en el tiempo. No obstante, la contribución de la inversión al crecimiento del PIB es moderada ([Garry & Rivas Valdivia 2017](#), p. 5).

En Costa Rica, El Salvador, Guatemala y México se descubrió un patrón notoriamente definido, en el cual la inversión pública ha disminuido en importancia, como se evidenció durante 2005-2014. Sin embargo, dentro de esta muestra, Nicaragua es el único país que presenta una tendencia claramente positiva. Nicaragua y Panamá destacan en el istmo centroamericano, en donde la inversión pública desplaza a la inversión privada ([Garry & Rivas Valdivia 2017](#), p. 29).

En el estudio de [Pinilla Rodríguez et al. \(2013\)](#) para una muestra de 17 países latinoamericanos, se utilizaron diversos modelos de Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG) que revelaron una fuerte correlación entre el consumo final del Gobierno y la actividad económica. Al aplicar transformaciones algebraicas de segundo y tercer grado, se obtuvieron las estimaciones más robustas, incrementando la significancia del consumo público y del modelo en general. Esto permitió confirmar la existencia de una relación en forma de U-invertida y un punto máximo, conocido como el nivel óptimo de gasto ([Pinilla Rodríguez et al. 2013](#), p. 202).

De los estudios mencionados para Latinoamérica, destaca el de [Pinilla Rodríguez et al. \(2013\)](#) como el más relevante para el presente estudio, pues a diferencia de los otros, implementa la teoría de la curva de Armey, para analizar la relación entre el tamaño del Gobierno y el crecimiento económico. Este estudio además enfatiza que una de las mayores limitaciones de los análisis empíricos que encuentran una relación negativa, es la consideración a priori de una relación lineal gasto-crecimiento, una motivación común al presente trabajo.

En el caso de Nicaragua, el crecimiento económico y la política fiscal raramente han sido abordados de manera conjunta, predominando principalmente un enfoque lineal. Por ejemplo, [Noguera \(2018\)](#) especifica

un modelo Autorregresivo de Rezagos Distribuidos (ARDL) con la finalidad de identificar los determinantes del crecimiento, basándose en un marco de demanda agregada. En este sentido, encontró que la apertura comercial y el consumo del Gobierno han sido los principales impulsores del dinamismo de la actividad económica durante el período 1994-2011.

Por otra parte, [Aráuz & Torres \(2020\)](#), formulando un modelo estructural de vectores autorregresivos (SVAR), exploran las repercusiones de la política fiscal como herramienta para fomentar el crecimiento económico. Según los hallazgos obtenidos, se concluye que “la respuesta del producto ante *shocks* de gasto es reducida, sugiriendo que el tamaño del multiplicador de gasto es pequeño y que la actividad económica no responde sustancialmente a impulsos de este tipo” ([Aráuz & Torres 2020](#), p.53).

A su vez, [Membreño et al. \(2020\)](#), siguiendo la identificación propuesta por [Blanchard & Perotti \(2002\)](#), estimaron los multiplicadores simétricos y asimétricos de gasto e ingreso para Nicaragua sobre las variables de producto, consumo e inversión. Según los hallazgos obtenidos, el producto responde positivamente al gasto del Gobierno Central, tal como lo establece la teoría neo-keynesiana. No obstante, el efecto de los multiplicadores fiscales en Nicaragua es menor que el registrado en otros países en vías de desarrollo ([Membreño et al. 2020](#), p.24). Un punto clave que resalta este estudio es el hallazgo de asimetría en los multiplicadores de gasto, mostrando que durante las recesiones, los multiplicadores son más altos que durante períodos de expansión económica ([Membreño et al. 2020](#), p.24). Esto sugiere la viabilidad de impulsar la economía mediante una política fiscal expansiva de gasto en momentos de recesión, en línea con los principios de la escuela keynesiana.

En particular, [Mendieta \(2020\)](#), al estimar multiplicadores fiscales mediante técnicas bayesianas, encontró que “la política fiscal, tiene un impacto muy limitado y que se acota en un período máximo de 3 meses” ([Mendieta 2020](#), p.162). Para el caso de Nicaragua, la política fiscal desempeña un rol determinante en la dinámica de la actividad económica. Cuando se considera el modelo de Mundell-Fleming, Nicaragua no cuenta con una política monetaria independiente debido al régimen cambiario vigente ([Mendieta 2020](#), p.145). Esto trae consigo una mayor dependencia sobre la política fiscal como herramienta para la suavización del ciclo económico y el fomento del crecimiento. Destacando este punto, el autor sugiere potenciar la efectividad de la política fiscal mediante esfuerzos dirigidos a aumentar el valor de los multiplicadores fiscales. Esto implica la implementación de

políticas que promuevan una mayor eficiencia del gasto público (Mendieta 2020, p.166) .

En Nicaragua, el crecimiento económico ha sido estudiado con una especificación lineal (véase Noguera (2018), De Franco (2011) y Aráuz & Torres (2020)), tomando como referencia planteamientos teóricos relacionados con el esquema de demanda agregada, sin tomar en cuenta los aportes teóricos de Barro (1989), Armey (1995), Rahn (1996) y Scully (1994), quienes señalan la existencia de una relación de U-invertida entre el tamaño de gobierno y el crecimiento económico.

Considerando la brecha existente en la literatura empírica para el caso nicaragüense, con el presente trabajo se pretende estudiar el fenómeno de crecimiento económico desde una perspectiva no lineal, a la luz de los planteamientos de los autores mencionados. Así, los resultados de esta investigación pueden aportar al debate sobre si la política fiscal que ejecuta el Gobierno en la actualidad tiene efectos positivos en el crecimiento económico del país, y si se podría mejorar la situación del crecimiento realizando ajustes en el tamaño del Gobierno, medido a través del gasto de Gobierno como porcentaje del PIB. Esto es importante para los países en desarrollo, ya que de acuerdo con Molina Díaz & Gantier Mita (2016), en estos países el sector público contiene una proporción relativamente grande de los recursos económicos de la sociedad.

### 3. Aspectos metodológicos

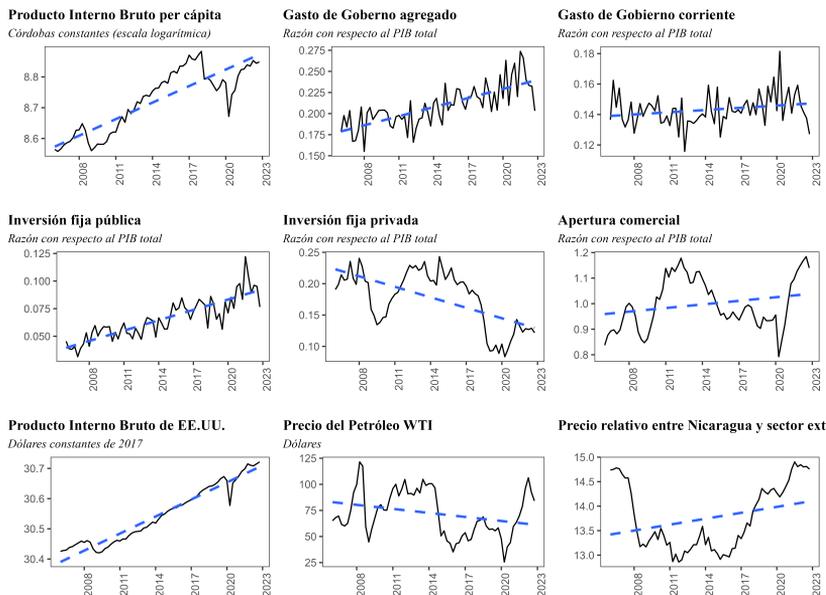
#### 3.1. Datos

En la figura 2 se muestra la evolución del PIB *per cápita* trimestral, y de la razón gasto de gobierno sobre PIB, tanto a nivel agregado como corriente y la inversión fija pública, así como el resto de variables de control durante el período 2006Q1 a 2022Q4. Se puede observar que el PIB *per cápita* ha registrado un aumento de forma sostenida, interrumpido solamente por la crisis sociopolítica que afectó al país a partir del segundo trimestre de 2018 y seguidamente por la pandemia por COVID-19. A pesar de estos dos *shocks*, el PIB *per cápita* ha comenzado a experimentar señales de recuperación, pues su valor comienza a recuperarse si se compara con el periodo previo a los *shocks* mencionados.

La figura 2 también muestra la trayectoria de la razón de Inversión fija privada a PIB y el coeficiente de apertura comercial. Se observa que la Inversión fija privada a PIB ha presentado una tendencia a la baja, reportando sus valores mínimos en el segundo trimestre del año 2020, producto de las condiciones internas adversas derivadas de la crisis sociopolítica conjugadas con la pandemia global por COVID-19. Cabe destacar, que la volatilidad de la razón de Inversión fija privada es importante en comparación con las demás series del estudio. Finalmente, la serie de apertura comercial pone en evidencia un aumento sostenido de la actividad comercial con resto del mundo.

Por otra parte, la razón de gasto de Gobierno a PIB también ha mostrado la misma tendencia creciente en el periodo de estudio. El valor promedio de la participación del gasto de Gobierno en el PIB ha sido de 20.9 por ciento, reportándose el valor mínimo en el periodo 2008Q1 de 15.5 por ciento y el valor máximo de 27.4 por ciento en 2021Q3.

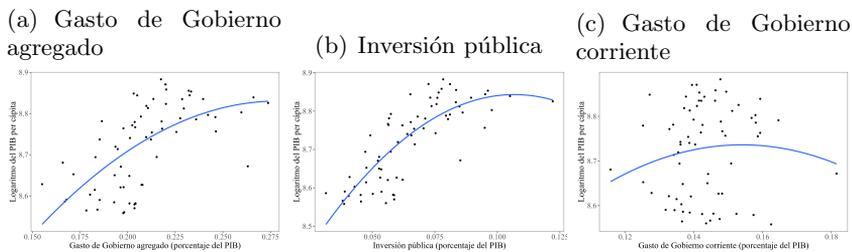
FIGURA 2: Trayectoria temporal de las variables del estudio



Fuente: Elaboración propia con base en datos del BCN, INIDE y FED St. Louis.

Para explorar el ajuste cuadrático que las distintas *proxys* de tamaño de Gobierno presentan, la figura 3 muestra gráficos de dispersión contra el logaritmo del PIB *per cápita* de las mismas. De entre todas, las que muestran mejores ajustes cuadráticos son la inversión pública y el gasto de Gobierno agregado. Cabe destacar que la curva cuadrática ajustada corresponde con la concavidad de la curva de Armev (U-invertida). En contraste, el gasto de Gobierno corriente, es el que presenta un ajuste menor con la curva cuadrática, puesto que la dispersión es visualmente mayor.

FIGURA 3: Ajuste con curva de regresión cuadrática de *proxys* del tamaño de Gobierno.



Fuente: Elaboración propia con base en datos del BCN.

### 3.2. Metodología econométrica

Dado que el objetivo de este estudio es determinar la influencia del tamaño del Gobierno en el crecimiento económico de Nicaragua, se propuso un análisis de series de tiempo mediante cointegración, en concordancia a lo realizado por [Kleynhans & Coetzee \(2019\)](#). La estimación tiene como propósito determinar si existe una relación de largo plazo entre el crecimiento económico (definido como una transformación logarítmica del PIB *per cápita*) y el gasto público agregado utilizado como *proxy* del tamaño del Gobierno, durante el período comprendido entre 2006-2022.

La metodología utilizada consta de tres pasos. Primero, se realizaron pruebas de estacionariedad a las variables especificadas en el modelo con el propósito de determinar el orden de integración que presentan. Las pruebas de raíces unitarias utilizadas fueron *Augmented Dickey-Fuller (ADF)* y *Phillips-Perron (PP)*. Posteriormente, se procedió a comprobar la existencia de una dinámica de largo plazo entre el conjunto de variables a estudiar, evitando de esta manera el problema de correlación espuria ([Enders 2015](#), p. 230).

Para ello, la literatura empírica propone dos metodologías: Engle & Granger (1987) y Johansen & Juselius (1990). Pese a la fácil implementación del procedimiento bietápico desarrollado por Engle & Granger (1987), el test de cointegración de Johansen será el utilizado en esta investigación. Dicha elección se debe a la ventaja que este supone en modelos multivariados, al ser capaz de estimar y verificar la existencia de múltiples vectores de cointegración (Enders 2015, p. 388).

Finalmente, la estimación de los coeficientes se realizó mediante tres métodos distintos: Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), *Fully-Modified Ordinary Least Squares* (FMOLS) y *Canonical Cointegrating Regression* (CCR). La elección de estos métodos se basa en el orden de cointegración de las variables propuestas, al presentar cada una de ellas raíz unitaria Shrestha & Bhatta (2018, p. 76). Si las variables especificadas en el modelo se encuentran cointegradas, una regresión mediante MCO produce estimadores superconsistentes<sup>4</sup> de los parámetros  $\beta_0$  y  $\beta_1$ . Asimismo, Stock (1987) demuestra que los parámetros obtenidos mediante regresiones MCO de variables integradas de orden uno poseen propiedades asintóticas diferentes a aquellas provenientes de variables estacionarias, convergiendo más rápidamente a sus verdaderos valores poblacionales (Stock 1987, p. 105).

No obstante, pese a que a los estimadores obtenidos mediante MCO se acercan cada vez más al valor real del parámetro poblacional conforme aumenta la muestra, la estructura de los residuos estimados  $e_t$  se encuentra serialmente correlacionada Reichold & Jentsch (2022, p. 2). Para superar los desafíos derivados de la obtención de estimadores de vectores cointegrantes mediante MCO, Phillips & Perron (1988) construyen un procedimiento denominado *Fully-Modified Ordinary Least Squares* (FMOLS) que toma en cuenta los efectos de la correlación serial y la no exogeneidad provenientes de relaciones cointegrantes Yurdakul & Baki (2017, p. 122).<sup>5</sup> De acuerdo a Phillips (1995), la evidencia empírica ha demostrado que los estimadores provistos por FMOLS presentan mejor desempeño en relación con otros

---

<sup>4</sup>El término “superconsistente” se ha utilizado comúnmente en la literatura de series temporales para describir estimadores que convergen más rápidamente que aquellos basados en promedios muestrales Donald & Paarsch (2002, p. 2).

<sup>5</sup>Para obtener eficiencia asintótica, la técnica FMOLS modifica MCO al aplicar una corrección no paramétrica. Se utiliza la varianza de largo plazo y la mitad de la varianza de largo plazo estimadas de manera no paramétrica para eliminar el sesgo de endogeneidad y la dependencia conjunta de largo plazo. Hwang & Sun (2018, p. 2). Para mayor detalle sobre el método, referirse a Phillips (1991)

métodos de estimación de relaciones cointegrantes, puesto que producen estimaciones confiables y consistentes para un tamaño de muestra pequeña.

Para determinar si el tamaño del gasto de Gobierno maximizador de crecimiento varía de forma significativa, se procedió a realizar un análisis de sensibilidad mediante *bootstrapping*.<sup>6</sup> Para ello, se re-estimaron 30 modelos utilizando una ventana recursiva (en submuestras)<sup>7</sup>, mediante lo cual se obtuvieron 30 coeficientes del término lineal y cuadrático, con los cuales se calcula la proporción del tamaño del Gobierno (gasto) que maximiza el crecimiento en distintas ventanas de datos. De esta forma, se estudió la incertidumbre del estimador mediante la construcción de un intervalo de confianza del 95 por ciento.

### 3.3. Especificación del modelo econométrico

El presente estudio se basa en el marco teórico de modelo de crecimiento endógeno propuesto por Barro (1989), que establece que el nivel óptimo de gasto público se obtiene cuando el valor de la productividad marginal es igual a 1, en línea con el resultado de la ecuación 6 de la sección 2<sup>8</sup>. A partir del modelo de Barro (1989), varios estudios (ver Armeiy (1995), Vedder & Gallaway (1998), Rahn (1996) & Scully (1994)) han desarrollado metodologías empíricas para explorar la existencia de una relación en forma de U invertida entre la actividad económico y el tamaño del Gobierno, conocida como curva de Armeiy (1995). Puesto que la conclusión principal de la curva de Armeiy (1995) es una relación no lineal, analíticamente el modelo econométrico se puede especificar de la siguiente forma:

$$PIBPC_t = \beta_0 + \beta_1 GOB_t + \beta_2 GOB_t^2 + \delta Z_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

Donde  $PIBPC_t$  representa el logaritmo natural del PIB *per cápita* y  $GOB_t$  se define como la suma del consumo público más la inversión fija pública como porcentaje del PIB. Por su parte,  $Z_t$  corresponde a un vector de variables de control que incluye  $INV_t$  y  $AC_t$  que representan la inversión fija privada como porcentaje del PIB y el coeficiente de apertura comercial

<sup>6</sup>Este método consiste en inferir resultados para una población a partir de resultados encontrados en una colección de muestras aleatorias más pequeñas de esa población, usando reemplazo durante el proceso de muestreo.

<sup>7</sup>Desde el intervalo [2006 Q1 - 2022 Q4] hasta [2013 Q3 - 2022 Q4].

<sup>8</sup>Otro estudio que aborda empíricamente basándose en lo anterior es el de Altunc & Aydm (2013).

<sup>9</sup>, respectivamente. De igual forma, se anexaron las variables  $WTI_t$ , que representa el precio internacional del petróleo *West Texas Internatinal*,  $GDP\_US_t$  como proxy de la actividad económica de Estados Unidos y  $RPRICE_t$  que representa los precios relativos entre Nicaragua y Estados Unidos. Estas variables se han incluido dado que en estudios anteriores han demostrado ser determinantes del crecimiento económico para el caso de Nicaragua (véase De Franco (2011), Aráuz & Torres (2020) y Noguera (2018)).

Además, para controlar por los efectos de la crisis financiera internacional del 2008-2009 y la crisis sociopolítica nicargüense de 2018 junto con la pandemia por COVID-19 se incluyeron las variables dicotómicas  $D_{2008}$  que toman el valor 1 para el periodo entre el 2008 T3 y 2009 T1 y cero en otro caso; y  $D_{crisis}$  que toma el valor de 1 a partir de 2018 T1 hasta finalizar la muestra.

Se espera que el término lineal del gasto público presente un signo positivo, lo que representa que dicho gasto tiene un efecto positivo en la producción agregada. De igual forma, el término cuadrático del gasto público muestra las consecuencias de un aparato gubernamental inflado. Dado que la expresión cuadrática aumenta de valor de forma más rápida respecto al término lineal, se concluye que los efectos negativos del gasto público sobrepasarán los efectos positivos, presente en una pendiente negativa en la curva de BARS.

La curva de Armey demuestra una relación no lineal entre el gasto público y el crecimiento económico. Si el coeficiente del término cuadrático es negativo y estadísticamente significativo en la regresión planteada, se prueba la existencia de una curva de Armey. Para calcular el gasto público óptimo que maximiza el crecimiento económico, debe derivarse la variable gasto público respecto al PIB y posteriormente igualarse a cero, tal que:

$$\text{Tamaño de Gobierno óptimo como porcentaje del PIB} = -\frac{\beta_1}{2\beta_2}$$

Análogamente, se incluye en el análisis la relación de largo plazo considerando la inversión fija pública como porcentaje del PIB:

$$PIBPC_t = \gamma_0 + \gamma_1 INV\_PUB_t + \gamma_2 INV\_PUB_t^2 + \delta Z_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

---

<sup>9</sup>Este indicador se define como la suma de exportaciones e importaciones a precios corrientes dividido el PIB a precios corrientes.

Donde  $INV\_PUB_t$  es el gasto de Gobierno en inversión y  $Z_t$  corresponde al mismo vector de controles del modelo 8. Se sigue el mismo procedimiento para calcular el tamaño de Gobierno óptimo es utilizado con esta especificación.

## 4. Resultados

### 4.1. Estimación de la relación de largo plazo entre el PIB *per cápita* y tamaño de Gobierno

#### 4.1.1. Actividad económica y gasto de Gobierno agregado

De acuerdo con la metodología econométrica propuesta, para determinar el orden de integración de las variables, se utilizaron las pruebas *Augmented Dickey-Fuller (ADF)* y *Phillips-Perron (PP)* (ver tabla A2). Además, se aplicó la prueba de cointegración de Johansen para verificar las relaciones de largo plazo estudiadas a continuación (ver tabla A3).

De acuerdo con la tabla 1, se determinó que variaciones en el logaritmo del PIB *per cápita* son explicadas de forma positiva y estadísticamente significativa por variaciones en puntos porcentuales de la inversión fija privada y el gasto de Gobierno agregado. Al contrario, la variable cualitativa que captura la crisis financiera de 2008 demostró tener un efecto negativo sobre el producto vía demanda externa e inversión bruta interna (CEPAL 2009, p. 124). Asimismo, la variable que representa los efectos de la crisis sociopolítica del 2018 y de la pandemia del COVID-19 resulta ser estadísticamente distinta de cero de manera consistente en todos los modelos.

Sin importar el grado del polinomio o método de estimación, todas las regresiones cumplen con los supuestos de homoscedasticidad y normalidad de las perturbaciones. No obstante, se presenta autocorrelación serial en el método *OLS*, característica propia de los modelos de series temporales. Debido a esto, se estimaron errores estándares robustos para corregir los efectos de la no ortogonalidad de los errores, de acuerdo a lo propuesto por (Newey & West 1987).

Independiente de la especificación funcional, puede verificarse que el gasto de Gobierno agregado influye positivamente en la actividad económica del país. Los términos asociados a la variable gasto de Gobierno en las regresiones polinómicas de segundo grado son estadísticamente significativas y presentan signos congruente con lo definido por la teoría de la curva de

Arme. Dado que los resultados obtenidos son robustos, sin importar el método de estimación que se utilice, se verifica la existencia de una relación de U invertida entre el gasto público y el crecimiento económico con un nivel de confianza de un 90 %.

TABLA 1: Estimación de la relación de largo plazo entre producto y gasto de Gobierno.

Independiente	Variable dependiente: Logaritmo del PIB <i>per cápita</i>								
	OLS			FMOLS			CCR		
	Lineal	Cuadrática	Cúbica	Lineal	Cuadrática	Cúbica	Lineal	Cuadrática	Cúbica
<i>c</i>	-33.34*** (0.00)	-32.36*** (0.00)	-30.79*** (0.00)	-34.59*** (0.00)	-33.47*** (0.00)	-31.54*** (0.00)	-35.04*** (0.00)	-33.84*** (0.00)	-31.83*** (0.00)
<i>D</i> <sub>2008</sub>	-0.02*** (0.00)	-0.03*** (0.00)	-0.02*** (0.00)	-0.02** (0.03)	-0.02** (0.02)	-0.02** (0.02)	-0.02* (0.06)	-0.02** (0.05)	-0.02** (0.04)
<i>D</i> <sub>crisis</sub>	-0.09*** (0.00)	-0.08*** (0.01)	-0.08*** (0.00)	-0.09*** (0.00)	-0.08*** (0.00)	-0.08*** (0.00)	-0.09*** (0.00)	-0.08*** (0.00)	-0.08*** (0.00)
<i>INV</i>	0.44*** (0.00)	0.52*** (0.00)	0.48*** (0.00)	0.45*** (0.00)	0.52*** (0.00)	0.49*** (0.00)	0.45*** (0.00)	0.51*** (0.00)	0.48*** (0.00)
<i>AC</i>	-0.02 (0.59)	-0.00 (0.94)	0.00 (0.95)	-0.03 (0.37)	-0.01 (0.68)	-0.01 (0.86)	-0.04 (0.40)	-0.02 (0.69)	-0.01 (0.79)
<i>WTI</i>	0.00 (0.96)	-0.00 (0.71)	-0.00 (0.84)	0.00 (0.69)	0.00 (0.98)	0.00 (0.85)	0.00 (0.66)	0.00 (0.95)	0.00 (0.80)
<i>GDP</i> <sub>US</sub>	1.38*** (0.00)	1.34*** (0.00)	1.33*** (0.00)	1.43*** (0.00)	1.38*** (0.00)	1.36*** (0.00)	1.44*** (0.00)	1.39*** (0.00)	1.37*** (0.00)
<i>RPRICE</i>	-0.02*** (0.00)	-0.02*** (0.00)	-0.02*** (0.00)	-0.03*** (0.00)	-0.02*** (0.00)	-0.02*** (0.00)	-0.03*** (0.00)	-0.02*** (0.00)	-0.02*** (0.00)
<i>GOB</i>	0.34* (0.02)	3.55*** (0.00)	-15.46 (0.11)	0.29*** (0.01)	3.53*** (0.00)	-17.27* (0.08)	0.22 (0.24)	3.27** (0.05)	-16.77 (0.24)
<i>GOB</i> <sup>2</sup>		-7.38*** (0.00)	81.63* (0.07)		-7.40*** (0.00)	90.09** (0.05)		-6.95* (0.06)	87.26 (0.19)
<i>GOB</i> <sup>3</sup>			-136.90** (0.05)			-149.99** (0.03)			-145.14 (0.16)
<i>R</i> <sup>2</sup> ajustado	0.97	0.97	0.98	0.97	0.97	0.98	0.97	0.97	0.98
Estadístico JB	8.87	9.49	10.89	13.29	12.62	12.52	16.69	14.74	14.49

Nota:—OLS, FMOLS y CCR se refieren a *Ordinary Least Squares*, *Fully Modified Least Squares* y *Canonical Cointegration Regression*, respectivamente. Las siglas del estadístico JBG corresponde al test de Normalidad de Residuos Jarque Bera. Errores estándar corregidos por heteroscedasticidad y autocorrelación (matriz HAC). Las probabilidades asociadas al estadístico *t* se indican en paréntesis. \*, \*\*, \*\*\* significancia estadística al 10, 5 y 1 por ciento, respectivamente.

Fuente: Elaboración Propia.

#### 4.1.2. Actividad económica e inversión fija pública

Los factores que afectan significativamente el producto *per cápita* son coherentes con los identificados en la tabla 1, independientes de la *proxy* de tamaño de Gobierno que se utilice. El signo de los coeficientes registrado en las estimaciones es consistente en todos los modelos. Cabe destacar que los residuos de cada uno de los modelos estimados cumplen con el supuesto de normalidad. Asimismo, los coeficientes obtenidos mediante el método de *OLS* se encuentra corregidos por heteroscedasticidad y autocorrelación, al reportarse errores estándares robustos.

Con un nivel de confianza del 95%, los resultados obtenidos sugieren la existencia de una relación cuadrática entre la inversión pública y el producto. Los modelos cuadráticos, a pesar del estimador utilizado, presentan parámetros significativos y en línea con el signo esperado de acuerdo con la forma funcional de la curva de Arme y.

TABLA 2: Estimación de la relación de largo plazo entre producto e inversión fija pública.

Independientes	Variable dependiente: Logaritmo del PIB <i>per cápita</i>								
	OLS			FMOLS			CCR		
	Lineal	Cuadrática	Cúbica	Lineal	Cuadrática	Cúbica	Lineal	Cuadrática	Cúbica
<i>c</i>	-33.16*** (0.00)	-30.73*** (0.00)	-30.61*** (0.00)	-34.62*** (0.00)	-31.77*** (0.00)	-31.67*** (0.00)	-35.14*** (0.00)	-32.25*** (0.00)	-32.11*** (0.00)
<i>D</i> <sub>2008</sub>	-0.02*** (0.00)	-0.02*** (0.00)	-0.02*** (0.00)	-0.02** (0.03)	-0.02** (0.03)	-0.02** (0.03)	-0.02* (0.07)	-0.02* (0.07)	-0.02* (0.08)
<i>D</i> <sub>crisis</sub>	-0.09*** (0.00)	-0.09*** (0.00)	-0.09*** (0.00)	-0.09*** (0.00)	-0.09*** (0.00)	-0.09*** (0.00)	-0.09*** (0.00)	-0.09*** (0.00)	-0.09*** (0.00)
<i>INV</i>	0.42*** (0.00)	0.48*** (0.00)	0.47*** (0.00)	0.44*** (0.00)	0.51*** (0.00)	0.50*** (0.00)	0.44*** (0.00)	0.51*** (0.00)	0.51*** (0.00)
<i>AC</i>	-0.03 (0.34)	-0.01 (0.79)	-0.01 (0.86)	-0.04 (0.24)	-0.02 (0.64)	-0.01 (0.70)	-0.05 (0.33)	-0.02 (0.66)	-0.02 (0.72)
<i>WTI</i>	0.00 (0.87)	-0.00 (0.86)	-0.00 (0.93)	0.00 (0.70)	0.00 (0.99)	0.00 (0.97)	0.00 (0.69)	0.00 (0.91)	0.00 (0.94)
<i>GDP_US</i>	1.38*** (0.00)	1.29*** (0.00)	1.29*** (0.00)	1.43*** (0.00)	1.33*** (0.00)	1.32*** (0.00)	1.45*** (0.00)	1.34*** (0.00)	1.34*** (0.00)
<i>RPRICE</i>	-0.02*** (0.00)	-0.01*** (0.00)	-0.01*** (0.00)	-0.03*** (0.00)	-0.01*** (0.02)	-0.01*** (0.02)	-0.03*** (0.00)	-0.01** (0.04)	-0.01* (0.08)
<i>INV_PUB</i>	0.40 (0.24)	3.84*** (0.00)	1.65 (0.66)	0.28 (0.15)	3.78*** (0.00)	2.58 (0.48)	0.19 (0.47)	3.60*** (0.00)	3.22 (0.52)
<i>INV_PUB</i> <sup>2</sup>		-21.94*** (0.00)	8.28 (0.88)		-22.06*** (0.00)	-5.41 (0.91)		-21.30** (0.01)	-15.36 (0.82)
<i>INV_PUB</i> <sup>3</sup>			-129.54 (0.60)			-71.74 (0.73)			-28.23 (0.92)
<i>R</i> <sup>2</sup> ajustado	0.97	0.98	0.98	0.97	0.98	0.98	0.97	0.98	0.98
Estadístico JB	5.86	4.16	3.06	9.52	5.86	4.69	13.14	7.92	6.97

Nota:—OLS, FMOLS y CCR se refieren a *Ordinary Least Squares*, *Fully Modified Least Squares* y *Canonical Cointegration Regression*, respectivamente. Las siglas del estadístico JBG corresponde al test de Normalidad de Residuos Jarque Bera. Errores estándar corregidos por heteroscedasticidad y autocorrelación (matriz HAC). Las probabilidades asociadas al estadístico *t* se indican en paréntesis. \*, \*\*, \*\*\* significancia estadística al 10, 5 y 1 por ciento, respectivamente

Fuente: Elaboración Propia.

## 4.2. Determinación del tamaño óptimo del Gobierno

Los resultados favorecen la existencia de la curva de Arme y en la economía nicaragüense, para las variables consideradas en el estudio. En el caso del gasto de Gobierno agregado, las estimaciones derivadas de los tres métodos propuestos apoyan la hipótesis de que el gasto de Gobierno ejerce una influencia mixta sobre el producto en dependencia del tramo en que este se sitúe. Para Nicaragua, el tamaño óptimo del Gobierno calculado como porcentaje del PIB es 24.02 por ciento, 23.83 por ciento y 23.54 por ciento utilizando *OLS*, *FMOLS* y *CCR*, respectivamente.

Por otra parte, al considerar la inversión fija pública como indicador del tamaño del Gobierno, no importa qué metodología se utilice para determinar la relación de largo plazo siempre se verifica la hipótesis de una curva de U invertida. El tamaño óptimo del Gobierno que maximiza el crecimiento económico corresponde a 8.76 % , 8.58 % y 8.44 % utilizando *OLS*, *FMOLS* y *CCR*, respectivamente. Estos resultados indican que el gasto en capital efectivo realizado por el Gobierno es menor que el umbral estimado. Por lo tanto, dado el intervalo en el cual se encuentra el gasto agregado y la inversión fija pública respecto al máximo, estos contribuyen de manera positiva a dinámica de la economía nicaragüense.

TABLA 3: Estimación de Tamaño Óptimo del Gobierno

Metodología	¿Es válida la curva de Armeý?		Nivel Óptimo de Gasto (% PIB)		Nivel Efectivo de Gasto	
	Gasto de Gobierno	Inversión Fija Pública	Gasto de Gobierno	Inversión Fija Pública	Gasto de Gobierno	Inversión Fija Pública
OLS	Si	Si	24.02 %	8.76 %		
FMOLS	Si	Si	23.83 %	8.58 %	20.9 %	6.58 %
CCR	Si	Si	23.54 %	8.44 %		

Fuente: Elaboración propia.

### 4.3. Análisis de Robustez

Los resultados obtenidos en las secciones anteriores proveen evidencia empírica de una relación no lineal entre el gasto público agregado y el crecimiento económico en Nicaragua, consistente con el modelo desarrollado por [Armeý \(1995\)](#). Estos hallazgos son congruentes con la literatura empírica enfocada en países en vías de desarrollo (véase [Herath \(2010\)](#); [Pinilla Rodríguez et al. \(2013\)](#); [Asimakopulos & Karavias \(2016\)](#); [El Husseiny \(2019\)](#)). De acuerdo a estimaciones realizadas para Sri Lanka por [Herath \(2010\)](#), Egipto por [El Husseiny \(2019\)](#), y un conjunto de variado de 129 países desarrollados y en desarrollo por [Asimakopulos & Karavias \(2016\)](#) se obtuvo que los niveles óptimos de gasto público agregado corresponden a 27.0 %, 28.5 % y 18.0 %, respectivamente.

Cabe recalcar que estas estimaciones realizadas para países en vías de desarrollo son consistentes con las obtenidas para el caso de Nicaragua. No obstante, debido a choques tanto internos como externos que ha sufrido

la economía nacional (Crisis sociopolítica del 2018 y Pandemia Global provocada por COVID-19), los resultados obtenidos podrían ser sensibles ante cambios de la muestra.<sup>10</sup>

Debido a esto, se procedió a utilizar el método de remuestreo (*bootstrapping*) mediante un enfoque recursivo. Para ello, se realizaron 30 re-estimaciones del modelo de especificación cuadrática obtenido mediante *FMOLS*. Posteriormente, se procedió a calcular la media y desviación estándar de los parámetros muestrales con el propósito de construir intervalos de confianza de los coeficientes. Puede observarse que, con un nivel de confianza del 95 %, el nivel óptimo de gasto público agregado se encuentra entre 23.58 % y 23.80 %. Asimismo, tomando como *proxy* la inversión fija pública, el nivel de gasto público en capital que maximiza el crecimiento económico se encuentre entre 8.57 % y 8.95 %.

TABLA 4: *Bootstrapping* del resultado de modelos

Variable	Nivel Óptimo de Gasto (% de PIB)	Intervalo de confianza	
		Límite inferior	Límite superior
Gasto Público Agregado	23.68 %	23.58 %	23.80 %
Inversión Fija Pública	8.73 %	8.57 %	8.95 %

Nota 1: Intervalo de confianza obtenido de las estimaciones por medio de un remuestreo recursivo, considerando un nivel de confianza del 95 por ciento.

Nota 2: El nivel óptimo de gasto mostrado en esta tabla refleja el promedio de todas las estimaciones obtenidas mediante el re-muestreo recursivo.

Fuente: Elaboración propia.

#### 4.4. Discusión

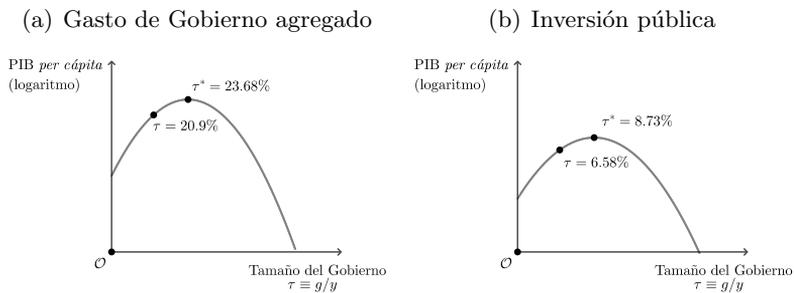
Debido a que los resultados obtenidos sugieren que el umbral de inversión pública, que tiene el potencial de maximizar el crecimiento, es superior al nivel efectivamente observado en el país, ello podría suponer un importante espacio para la incidencia de la política fiscal vía gasto en inversión.

Esto es importante, ya que la literatura muestra que el efecto multiplicador del gasto en inversión del Gobierno, suele ser superior al multiplicador de gasto corriente, en términos de promover la actividad económica en países en vías de desarrollo en el mediano y largo plazo (véase e.g., [Ardanaz et al. \(2021\)](#); [Ilzetzki et al. \(2013\)](#) ; [Raga \(2022\)](#)).

<sup>10</sup>Pese a que la presencia de estas eventualidades han sido capturadas mediante variables *dummies* al momento de estimar las regresiones.

De acuerdo a [Ilzetzki et al. \(2013\)](#), para países en desarrollo, el efecto del multiplicador en gasto de capital es mayor que el efecto del multiplicador del consumo público en el corto plazo. Esto se debe a que, la inversión fija pública suele mejorar directamente la capacidad productiva, al aumentar el producto marginal del capital privado y del trabajo. A medida que avanza el tiempo, esto genera efectos positivos en la inversión y consumo privado ([Ilzetzki et al. 2013](#)), implicando que, un *shock* de inversión pública genera un efecto *crowding in* sobre la inversión privada. Lo anterior puede tener implicancias importantes para Nicaragua.

FIGURA 4: Ilustración de la curva de Armey para el caso de Nicaragua



Nota:—Ejes no están a escala 1:1.

Fuente: Elaboración propia con fines ilustrativos.

## 5. Conclusiones

La discusión sobre el tamaño de Gobierno y su influencia en el crecimiento económico de un país, conforma uno de los pilares fundamentales en el debate actual sobre política macroeconómica. Esto resulta relevante para economías pequeñas y abiertas que se encuentran en vías de desarrollo. Para el caso de Nicaragua, la política fiscal desempeña un rol determinante en la dinámica de la actividad económica. Cuando se considera el modelo de Mundell-Fleming<sup>11</sup>, Nicaragua no cuenta con una política monetaria independiente debido al régimen cambiario vigente. Esto trae consigo una mayor dependencia sobre la política fiscal como herramienta para la suavización del ciclo económico y el fomento del crecimiento (Mendieta 2020, p.162).

En este contexto, el presente estudio propone un análisis de series de tiempo mediante cointegración, el cual provee evidencia de una relación de largo plazo entre el gasto de Gobierno agregado e inversión fija pública sobre el PIB *per cápita*. Con el objetivo de determinar el tamaño óptimo del Gobierno que maximiza el producto de Nicaragua se plantea la especificación de un modelo no lineal que corrobora la hipótesis de la curva de Armeiy (1995) para la economía nicaragüense. En concordancia con la revisión de literatura, los estudios referentes al gasto público y su efecto en la actividad económica de Nicaragua únicamente han establecido una especificación lineal, por lo cual el presente estudio representa una contribución innovadora a la literatura empírica nacional.

Dicho esto, la evidencia para Nicaragua sugiere que el *ratio* óptimo de gasto agregado e inversión fija pública sobre PIB que maximizan el producto de la economía asciende al 23.68 por ciento y 8.73 por ciento, respectivamente. Estos valores superan al 20.9 por ciento y 6.58 por ciento correspondientes al nivel efectivo promedio observado en el periodo de estudio. Los resultados sugieren que el umbral de inversión pública que maximizaría el PIB *per cápita*, es superior al nivel efectivamente observado en el país. Esto podría fundamentar el poder ampliar el espacio de la política fiscal mediante el gasto (eficiente) en inversión, si el objetivo es la potenciación del crecimiento a mediano y largo plazo en el país.

No obstante, el alcance de este estudio no contempla la calidad y

---

<sup>11</sup>Modelo que plantea la extensión del modelo IS-LM a una economía abierta (De Gregorio, 2007, p. 540).

composición de dicho gasto. Así, resulta fundamental abordar el problema de manera estructural, controlando por la distribución y eficiencia con la que los recursos públicos son utilizados. En ese sentido, podría realizarse la construcción de un índice que capture la eficiencia y desempeño del sector público utilizando categorías de gasto público y variables socioeconómicas, que reflejen los efectos de las políticas gubernamentales, tal como lo sugieren (Afonso et al. 2005).

Pese a que las estimaciones obtenidas son robustas al método de estimación utilizado, se debe tener en cuenta que la inferencia fue realizada sobre muestras pequeñas. Asimismo, el periodo en estudio se caracterizó por la presencia de *outliers* producto de periodos de tiempo atípicos derivados de acontecimientos extraordinarios, tales como la crisis sociopolítica de 2018 y la crisis sanitaria mundial del COVID-19. La presencia de dichos valores extremos fueron controlados mediante la inclusión de variables *dummies* en el modelo de regresión. No obstante, no debe sub-estimarse el efecto de dichas observaciones en la precisión e incertidumbre de los intervalos de confianza construidos.

## Referencias

- Afonso, A., Schuknecht, L. & Tanzi, V. (2005), 'Public sector efficiency: an international comparison', *Public choice* **123**(3-4), 321–347.
- Altunc, O. F. & Aydın, C. (2013), 'The relationship between optimal size of government and economic growth: Empirical evidence from Turkey, Romania and Bulgaria', *Procedia-Social and Behavioral Sciences* **92**, 66–75.
- Álvarez, M., Álvarez Hernández, M. D. & Álvarez Hernández, S. (2017), 'La Deuda Pública, el crecimiento económico y la política', *Polis* **13**(2), 41–71.
- Aráuz, M. & Torres, N. (2020), 'Efectos de shocks de política fiscal en nicaragua: evidencias de un análisis svar'.
- Ardanaz, M., Cavallo, E., Izquierdo, A., Puig, J. et al. (2021), The Output Effects of Fiscal Consolidations: Does Spending Composition Matter?, Technical report, Inter-American Development Bank.
- Armey, R. K. (1995), 'The freedom revolution: the new republican house majority leader tells why big government failed, why freedom works, and how we will rebuild america', (*No Title*).
- Asimakopulos, S. & Karavias, Y. (2016), 'The impact of government size on economic growth: A threshold analysis', *Economics Letters* **139**, 65–68.
- Barro, R. J. (1989), 'The Ricardian approach to budget deficits', *Journal of Economic perspectives* **3**(2), 37–54.
- Barro, R. J. (1990), 'Government spending in a simple model of endogenous growth', *Journal of political economy* **98**(5, Part 2), S103–S125.
- Blanchard, O. & Perotti, R. (2002), 'An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output', *the Quarterly Journal of economics* **117**(4), 1329–1368.
- Bova, M. E. & Carcenac, N. e. (2014), *Fiscal rules and the procyclicality of fiscal policy in the developing world*, International Monetary Fund.
- CEPAL, N. (2009), *Balance Preliminar de las Economías de América Latina y el Caribe 2009*, CEPAL.
- De Franco, M. (2011), 'Causas del (de) crecimiento económico de Largo Plazo de Nicaragua', **7**.

- De Gregorio, J. (2012), 'Macroeconomía'.
- De la Fuente, A. (1997), 'The empirics of growth and convergence: a selective review', *Journal of Economic Dynamics and Control* **21**(1), 23–73.
- Donald, S. G. & Paarsch, H. J. (2002), 'Superconsistent estimation and inference in structural econometric models using extreme order statistics', *Journal of Econometrics* **109**(2), 305–340.
- Easterly, W. & Rebelo, S. (1993), 'Fiscal policy and economic growth', *Journal of monetary economics* **32**(3), 417–458.
- El Husseiny, I. A. (2019), 'The optimal size of government in Egypt: an empirical investigation', *The Journal of North African Studies* **24**(2), 271–299.
- Enders, W. (2015), 'Applied econometric time series fourth edition', *New York (US): University of Alabama*.
- Engle, R. F. & Granger, C. W. (1987), 'Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing', *Econometrica: journal of the Econometric Society* pp. 251–276.
- FMI (2022), *La Política Fiscal en Tiempos de Pandemia: ¿Cómo les ha Ido a América Latina y al Caribe?*, Fondo Monetario Internacional.
- García, M. J. (1998), *La ley de Wagner: un análisis sintético*, Technical report.
- Garry, S. & Rivas Valdivia, J. C. (2017), 'An analysis of the contribution of public expenditure to economic growth and fiscal multipliers in Mexico, Central America and the Dominican Republic, 1990–2015'.
- Herath, S. (2010), 'The size of the government and economic growth: an empirical study of Sri Lanka'.
- Hindriks, J. & Myles, G. D. (2013), *Intermediate public economics*, MIT press.
- Hwang, J. & Sun, Y. (2018), 'Simple, robust, and accurate F and t tests in cointegrated systems', *Econometric Theory* **34**(5), 949–984.
- Ilzetzki, E., Mendoza, E. G. & Végh, C. A. (2013), 'How big (small?) are fiscal multipliers?', *Journal of monetary economics* **60**(2), 239–254.

- Johansen, S. & Juselius, K. (1990), 'Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money', *Oxford Bulletin of Economics and statistics* **52**(2), 169–210.
- Kleynhans, E. P. & Coetzee, C. (2019), 'Actual vs. optimal size of the public sector in South Africa', *Acta Universitatis Danubius. Administratio* **11**(1).
- Laffer, A. B. (2004), 'The Laffer curve: Past, present, and future', *Backgrounder* **1765**(1), 1–16.
- Membreño, L., López, J. & Jiménez, K. (2020), 'Estimación de multiplicadores fiscales para nicaragua con datos trimestrales de 2006 a 2018'.
- Mendieta, W. (2020), 'Un análisis de sensibilidad macroeconómica para Nicaragua: un enfoque bayesiano', *Revista Económica de Centroamérica y República Dominicana* **1**(1).
- Molina Díaz, G. & Gantier Mita, M. (2016), 'Causalidad entre el gasto de Gobierno y el ingreso nacional: el caso de Bolivia', *Revista Latinoamericana de Desarrollo Económico* (25), 41–72.
- Newey, W. K. & West, K. D. (1987), 'Hypothesis testing with efficient method of moments estimation', *International Economic Review* pp. 777–787.
- Noguera, J. (2018), 'Buscando los motores de crecimiento: Un modelo de crecimiento por demanda para Nicaragua', *Revista de Economía y Finanzas (BCN)*.
- Nouira, R. & Kouni, M. (2021), 'Optimal government size and economic growth in developing and MENA countries: A dynamic panel threshold analysis', *Middle East Development Journal* **13**(1), 59–77.
- Phillips, P. C. (1991), 'Optimal inference in cointegrated systems', *Econometrica: Journal of the Econometric Society* pp. 283–306.
- Phillips, P. C. (1995), 'Fully modified least squares and vector autoregression', *Econometrica: Journal of the Econometric Society* pp. 1023–1078.
- Phillips, P. C. & Perron, P. (1988), 'Testing for a unit root in time series regression', *Biometrika* **75**(2), 335–346.

- Pinilla Rodríguez, D. E., Jiménez Aguilera, J. d. D. & Montero Granados, R. (2013), 'Gasto público y crecimiento económico. Un estudio empírico para América Latina', *Cuadernos de economía* **32**(59), 179–208.
- Podestá, A. (2020), 'Gasto público para impulsar el desarrollo económico e inclusivo y lograr los Objetivos de Desarrollo Sostenible'.
- Raga, S. (2022), 'Fiscal Multipliers: a review of fiscal stimulus options and impact on developing countries', *Supporting Economic Transformation. Dostepny w Internecie: <https://set.odi.org/wp-content/uploads/2022/01/Fiscal-multipliers-review.pdf> [dostep: 2022-08-10]*.
- Rahn, R. W. (1996), *What is the optimum size of government?*, Citizens for Budget Reform.
- Reichold, K. & Jentsch, C. (2022), 'A bootstrap-assisted self-normalization approach to inference in cointegrating regressions', *arXiv preprint arXiv:2204.01373*.
- Rosen, H. S. (2008), *Hacienda pública*, number Sirsi) i9788448156626.
- Sala-i Martin, X. (2000), *Apuntes de crecimiento económico*, Antoni Bosch Editor.
- Scully, G. W. (1994), 'What is the optimal size of Government in the United States', *Policy Report* **188**.
- Shrestha, M. B. & Bhatta, G. R. (2018), 'Selecting appropriate methodological framework for time series data analysis', *The Journal of Finance and Data Science* **4**(2), 71–89.
- Silgoner, M. A., Reitschuler, G. & Crespo-Cuaresma, J. (2003), *The fiscal smile: the effectiveness and limits of fiscal stabilizers*, International Monetary Fund.
- Stock, J. H. (1987), 'Asymptotic properties of least squares estimators of cointegrating vectors', *Econometrica: Journal of the Econometric Society* pp. 1035–1056.
- Todaro, M. P. & Smith, S. C. (2020), *Economic development*, Pearson UK.
- Vedder, R. K. & Gallaway, L. E. (1998), *Government size and economic growth*, The Committee.

Yurdakul, F. & Baki, I. (2017), 'Correlations between energy consumption per capita, growth rate, industrialisation, trade volume and urbanisation: the case of Turkey', *New Trends and Issues Proceedings on Humanities and Social Sciences* 4(10), 118–127.

## A. Anexos

### A.1. Estadísticos descriptivos

TABLA A1: Estadísticos descriptivos de las variables del estudio.

Variable	Obs.	Media	Desv. Est.	Mín.	Máx.
PIB per cápita*	68	6,175.23	621.27	5,207.99	7,208.23
Gasto de Gobierno agregado	68	20.90	2.43	15.51	27.38
Gasto de Gobierno corriente	68	14.31	1.06	11.57	18.15
Inversión fija pública	68	6.57	1.81	3.15	12.22
Inversión fija privada	68	17.62	4.54	8.35	24.31
Apertura comercial	68	1.00	0.10	0.79	1.18
Precio del petróleo WTI	68	72.13	22.12	25.56	121.51
PIB real de Estados Unidos †	68	18,564.01	1,799.45	16,269.14	21,989.98
Precio relativo con el sector externo	68	13.76	0.68	12.86	14.90

\*: Millones de córdobas constantes por habitante, año de referencia 2006, † : miles de millones de dólares constantes de 2017.

Fuente: Elaboración propia.

### A.2. Estacionariedad de las series

TABLA A2: Prueba de raíz unitaria

Serie trimestral	ADF						PP					
	Variable en nivel			Variable en diferencias			Variable en nivel			Variable en diferencias		
	N.	I.	I. y T.	N.	I.	I. y T.	N.	I.	I. y T.	N.	I.	I. y T.
PIB per cápita	0.97	0.59	0.65	0.01	0.01	0.01	0.69	0.74	0.57	0.01	0.01	0.01
Gasto de Gobierno Agregado	0.61	0.13	0.01	0.01	0.01	0.01	0.69	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
Gasto de Gobierno Corriente	0.43	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.65	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
Inversión Fija Pública	0.68	0.36	0.01	0.01	0.01	0.01	0.69	0.15	0.01	0.01	0.01	0.01
Inversión Fija Privada	0.34	0.59	0.62	0.01	0.01	0.01	0.55	0.52	0.56	0.01	0.01	0.01
Apertura Comercial	0.74	0.30	0.54	0.01	0.01	0.01	0.74	0.26	0.52	0.01	0.01	0.01
Precio del petróleo WTI	0.38	0.04	0.09	0.01	0.01	0.01	0.53	0.07	0.26	0.01	0.01	0.01
PIB real de Estados Unidos	0.99	0.97	0.30	0.01	0.01	0.01	0.69	0.97	0.23	0.01	0.01	0.01
Precio relativo con el sector externo	0.59	0.64	0.55	0.01	0.01	0.01	0.69	0.62	0.86	0.01	0.01	0.01

Nota: Valores  $-p$  obtenidos mediante estimaciones de los test ADF y PP

$H_0$  : Presencia de raíz unitaria.

N.: modelo considerado sin intercepto ni tendencia, I.: modelo considerado con intercepto, I. y T.: modelo con intercepto y tendencia.

Fuente: Elaboración propia.

### A.3. Pruebas de cointegración

TABLA A3: Prueba de cointegración de Johansen

Variable	Tipo de test	Ninguna		Lineal		Cuadrática
		N.	I.	I.	I. y T.	I. y T.
Gasto Agregado	Traza	4.00	5.00	5.00	6.00	7.00
	Valor propio	4.00	5.00	5.00	6.00	4.00
Inversión fija púb.	Traza	4.00	5.00	5.00	6.00	7.00
	Valor propio	4.00	5.00	5.00	6.00	4.00

Nota:–N.: sin intercepto ni tendencia, I.: solo intercepto, I. y T.: intercepto y tendencia.  
Fuente: Elaboración propia

### A.4. Prueba de precedencia temporal de Granger entre el tamaño del Gobierno y el PIB *per cápita*

Para explorar cuál de las hipótesis podría ser válida en el caso de Nicaragua, se llevó a cabo la prueba de precedencia temporal de Granger<sup>12</sup> recurriendo a los datos del Banco Central de Nicaragua para las variables: PIB *per cápita* y tamaño de Gobierno (medido como el gasto de Gobierno agregado e Inversión Fija Pública) en frecuencia trimestral desde 2006 hasta 2022.<sup>13</sup>

<sup>12</sup>Es importante destacar que el *test* de Granger examina la precedencia temporal entre variables en lugar de establecer una relación de causalidad definitiva. Este test no garantiza una relación de causalidad en el sentido convencional, ya que pueden existir variables omitidas, simultaneidad, o errores de medición en la variable independiente que influyan en la relación entre las variables analizadas.

<sup>13</sup>Para determinar la cantidad de rezagos a utilizar se procedió a comparar los estadísticos para la selección de rezagos óptimos. Los resultados se resumieron en las tablas A4 y A5, presentadas en anexos A. De este modo, utilizando el gasto de Gobierno agregado como *proxy* del tamaño del Gobierno se determinó que el número de rezagos óptimos es 1.

TABLA A4: Criterio de Selección de Rezagos Óptimos

Criterio	Número de rezagos				
	1	2	3	4	5
AIC	-15.07 *	-15.07	-15.07	-14.98	-14.89
HQ	-14.99 *	-14.94	-14.88	-14.74	-14.60
SC	-14.87 *	-14.73	-14.59	-14.36	-14.14
FPE	0.00 *	0.00	0.00	0.00	0.00

Nota 1: Prueba realizada con la variable gasto de Gobierno agregado como porcentaje del PIB. El símbolo \* refleja el menor valor del criterio.

Nota 2: FPE: error final de predicción, AIC: criterio de información de Akaike, SC: criterio de información de Schwarz, HQ: criterio de información de Hannan-Quinn.

Fuente: Elaboración propia.

TABLA A5: Criterio de Selección de Rezagos Óptimos

Criterio	Número de rezagos				
	1	2	3	4	5
AIC	-16.36*	-16.33	-16.27	-16.16	-16.06
HQ	-16.28*	-16.20	-16.09	-15.91	-15.76
SC	-16.15*	-15.99	-15.80	-15.54	-15.31
FPE	0.00*	0.00	0.00	0.00	0.00

Nota 1: Prueba realizada con la variable inversión fija pública como porcentaje del PIB. El símbolo \* refleja el menor valor del criterio.

Nota 2: FPE: error final de predicción, AIC: criterio de información de Akaike, SC: criterio de información de Schwarz, HQ: criterio de información de Hannan-Quinn.

Fuente: Elaboración propia.

Al efectuar la prueba de precedencia temporal de Granger, la tabla A6 indica que, para el caso del gasto de Gobierno agregado se sugiere evidencia a favor de la ley de Wagner. Es decir, con un rezago, el PIB *per cápita* antecede al gasto público. Asimismo, al tomar en cuenta la inversión fija pública, se rechaza la hipótesis nula de que el PIB *per cápita* no precede temporalmente, a la inversión pública. Es decir, el PIB *per cápita* precede temporalmente a la inversión fija pública, con un rezago. Por lo tanto, se sugiere evidencia a favor de la hipótesis de la ley de Wagner para el caso de Nicaragua, tomando en cuenta las dos definiciones de tamaño de Gobierno mencionadas anteriormente y precedencia temporal no así causalidad.

TABLA A6: Prueba de Precedencia Temporal

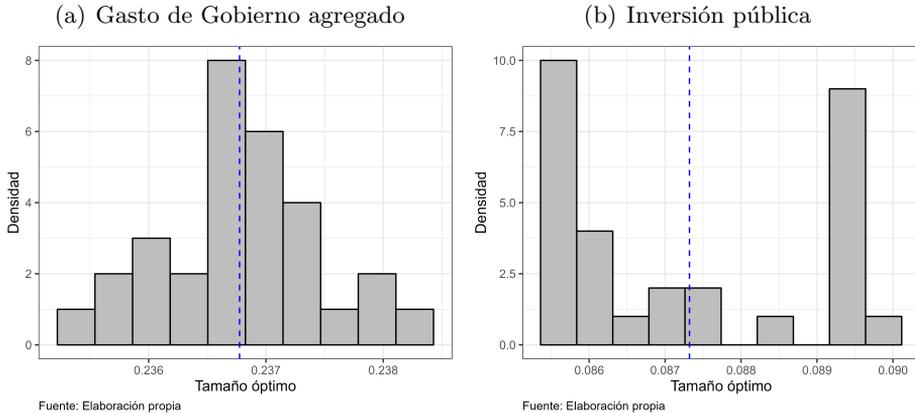
Hipótesis Nula	Número de rezagos			
	1	2	3	4
Gasto público agregado no precede a PIB <i>per cápita</i>	0.58	0.92	0.49	0.62
PIB <i>per cápita</i> no precede a Gasto público agregado	0.00***	0.05*	0.37	0.61
Inversión fija pública no precede a PIB <i>per cápita</i>	0.21	0.47	0.43	0.58
PIB <i>per cápita</i> no precede a Inversión fija pública	0.00***	0.20	0.61	0.80

Nota: Cifras corresponden a *valores - p* asociados al estadístico F; \*, \*\*, \*\*\* indica significancia estadística al 10, 5 y 1 por ciento, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

### A.5. Estimaciones del análisis de robustez utilizando la metodología de remuestreo (*bootstrap*)

FIGURA A1: Distribución del tamaño de Gobierno óptimo utilizando *proxys* de tamaño de Gobierno.



Fuente: Elaboración propia con base en datos del BCN.

TABLA A7: Estimaciones utilizadas en el proceso de remuestreo para ambos modelos propuestos

Variable de interés					
Gasto agregado		Inversión pública		Óptimo	
$\beta_1$	$\beta_2$	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$-\frac{\beta_1}{2\beta_2}$	$-\frac{\gamma_1}{2\gamma_2}$
23.94	-47.92	17.21	-85.38	0.25	0.10
23.44	-47.03	17.12	-84.89	0.25	0.10
23.45	-47.17	16.83	-83.11	0.25	0.10
23.25	-47.05	16.72	-82.46	0.25	0.10
23.72	-48.11	18.47	-93.16	0.25	0.10
22.76	-46.11	18.92	-95.70	0.25	0.10
21.61	-43.71	18.67	-94.21	0.25	0.10
21.33	-43.31	18.05	-90.82	0.25	0.10
23.84	-48.71	18.38	-92.72	0.24	0.10
22.42	-45.93	16.93	-84.70	0.24	0.10
22.00	-45.21	16.32	-81.51	0.24	0.10
22.99	-47.22	17.55	-88.25	0.24	0.10
20.87	-42.42	16.65	-82.87	0.25	0.10
19.95	-40.52	15.14	-74.02	0.25	0.10
19.19	-39.00	14.47	-70.23	0.25	0.10
19.04	-38.66	14.45	-69.79	0.25	0.10
19.02	-38.59	14.55	-70.25	0.25	0.10
19.27	-39.14	14.00	-66.89	0.25	0.10
19.41	-39.41	14.16	-67.54	0.25	0.10
18.24	-36.96	13.21	-61.86	0.25	0.11
18.34	-37.43	13.56	-64.92	0.25	0.10
18.49	-37.69	13.82	-66.37	0.25	0.10
18.04	-36.82	13.41	-64.22	0.25	0.10
19.56	-40.10	13.51	-64.87	0.24	0.10
19.57	-40.19	12.34	-58.72	0.24	0.11
23.58	-48.70	12.34	-59.28	0.24	0.10
24.19	-49.98	12.22	-58.64	0.24	0.10
22.46	-46.39	11.20	-53.33	0.24	0.11
20.52	-42.30	10.72	-51.43	0.24	0.10
19.69	-40.80	11.10	-54.27	0.24	0.10

Nota:—Las columnas *lin\_ag*, *cuad\_ag*, *lin\_inv*, *cuad\_inv* se refieren a los coeficientes lineal usando el gasto agregado (*GOB*), cuadrático utilizando el gasto agregado (*GOB*<sup>2</sup>), lineal usando inversión fija pública (*INV\_PUB*) y cuadrático utilizando inversión fija pública (*INV\_PUB*<sup>2</sup>), respectivamente. Se realizan 30 remuestreos con una ventana recursiva de [2006Q1 - 2022Q4] a [2013Q3 - 2022Q4].

Fuente: Elaboración propia.



# Fundamentos macroeconómicos de la mesa de cambio del BCN

William Alberto Mendieta Alvarado\*

## Resumen

En este documento se analizan los fundamentos macroeconómicos detrás de la mesa de cambio del Banco Central de Nicaragua (BCN). Una intervención cambiaria se define como la acción del BCN de vender (comprar) todas las divisas que el sistema financiero demande (ofrezca) a través de su mesa de cambio. Esta acción es fundamental para que el ancla nominal de la economía permanezca siendo un instrumento efectivo para el control de la inflación en el mediano plazo. El análisis, que es el primero de su tipo en la literatura aplicada a Nicaragua, se realiza empleando una batería de modelos autorregresivos de heterocedasticidad condicional generalizada (GARCH) y modelos de árboles de decisión. Los principales resultados sugieren que los factores externos, asociados a la demanda y oferta de divisas, explican en un mayor grado las intervenciones del BCN por medio de su mesa de cambio. Los factores internos son relevantes porque pueden generar presiones sobre la mesa de cambio hacia la venta de divisas. Por esta razón es de gran relevancia la coordinación entre la política monetaria y la fiscal.

**Palabras Clave:** Intervención cambiaria, tipo de cambio, demanda y oferta monetaria, GARCH, Árboles de decisión

**Códigos JEL:** F31, E58, C22

---

\*El contenido de este documento es de exclusiva responsabilidad del autor y no necesariamente representa la posición oficial del Banco Central de Nicaragua. Para comentarios contactar al autor a través del correo: [wmendieta89@gmail.com](mailto:wmendieta89@gmail.com).

## 1. Introducción

El mercado cambiario es fundamental para la estabilidad macroeconómica de Nicaragua, no solo porque facilita las relaciones comerciales con otros países, sino porque además el tipo de cambio es el ancla nominal de la economía. El rol del Banco Central de Nicaragua (BCN) es crucial para mantener su estabilidad y credibilidad.

El *crawling peg* fue adoptado en 1993 y, si bien se han dado múltiples cambios en la tasa de deslizamiento, en los últimos 5 años el BCN ha sido activo en los ajustes a esta variable fundamental de política económica. A lo largo de todos estos años, el BCN ha sido capaz de defender la libre convertibilidad de la moneda al tipo de cambio oficial preestablecido, manteniéndolo inclusive en episodios de alta volatilidad e incertidumbre macroeconómica, como en los años 2018 y 2020.

El mantener la libre convertibilidad de la moneda implica que el BCN interviene en el mercado cambiario. Una intervención es la acción de comprar (vender) divisas al sistema financiero según éste ofrezca (demande); las intervenciones son realizadas a través de la mesa de cambio, y permiten equilibrar tanto la demanda como la oferta monetaria en córdobas y en dólares. La intervención cambiaria garantiza que el tipo de cambio de mercado se encuentre alineado al tipo de cambio oficial, con una desviación máxima equivalente al porcentaje de comisión cambiaria que cobra el BCN por la venta de divisas al sistema financiero (2% a la fecha de esta investigación).

Las intervenciones cambiarias son, por lo tanto, una pieza fundamental en el esquema cambiario y de política monetaria en Nicaragua, sin embargo, no existe evidencia publicada respecto al mecanismo de la mesa de cambio. Por tal motivo, en este documento se pretende contribuir a la evidencia empírica del mercado cambiario mediante el análisis de los factores macroeconómicos que activan las intervenciones cambiarias del BCN.

El análisis se lleva a cabo empleando una amplia batería de modelos de heterocedasticidad condicional generalizada y modelos de árboles de decisión. En este sentido, las estimaciones paramétricas son complementadas con estimaciones no paramétricas para proveer evidencia robusta respecto a los factores macroeconómicos que explican las intervenciones cambiarias del BCN. De acuerdo con la revisión de la literatura realizada, este estudio

sería el primero en abordar el mecanismo de la mesa de cambio del BCN en Nicaragua.

Adicionalmente, el estudio permite identificar umbrales para factores internos y externos que pueden motivar la activación de la mesa de cambio. El monitoreo de estos umbrales puede ayudar al BCN a mejorar su programación de caja, lo que podría liberar fondos para ser invertidos en el exterior y, de esta forma, aumentar sus ingresos financieros.

Los resultados sugieren que los factores externos, asociados a la oferta y la demanda de divisas en la economía, son los más relevantes para explicar episodios en los que se activa la mesa de cambio del BCN. Los factores internos son relevantes, y tienden a activar la mesa de cambio hacia la venta neta de divisas. Esto último tiene implicancias de política monetaria y fiscal, destacando la importancia de la coordinación entre ambas políticas para evitar presiones sobre la mesa de cambio.

El resto del documento se estructura de la siguiente forma. En la sección 2 se presentan algunos hechos estilizados del mercado cambiario. Luego, la sección 3 hace una reseña de la literatura relevante. La sección 4 describe los datos empleados y la sección 5 explica las metodologías empleadas. La sección 6 presenta la discusión de los resultados y, finalmente, en la sección 7 se presentan las conclusiones del estudio.

## **2. Hechos estilizados del mercado cambiario**

### **2.1. Volumen transado**

De acuerdo con cifras del BCN, las transacciones en el mercado de divisas representan el 97 por ciento del Producto Interno Bruto (PIB) de Nicaragua en 2022. Esto constata la alta importancia que tiene este mercado para las operaciones del país.

En 2022, el BCN reportó un volumen total de transacciones de 14,585.3 millones de dólares, de los cuales 378 millones de dólares correspondieron a intervenciones del mismo BCN por medio de su mesa de cambio. Es importante destacar que estas transacciones representaron el 3% del volumen total transado en el mercado cambiario, por lo que el 97% restante fue efectuado por las instituciones financieras y casas de cambio. Este comportamiento está bastante alineado al promedio histórico, en donde

el total de transacciones representa en promedio el 94 % del PIB (2006-2022).

Estas cifras son prueba de la alta credibilidad que tiene el esquema cambiario en Nicaragua, ya que el BCN interviene en un porcentaje bajo de las transacciones, pero basta para mantener alineados al tipo de cambio de mercado y al tipo de cambio oficial.

En 2018, su nivel de participación en el mercado pasó a ser de 7 %, es decir, 4 puntos porcentuales por encima del nivel promedio histórico. Aún en esta instancia, la magnitud de intervención siguió siendo relativamente baja con respecto al mercado cambiario total.

Desde otra óptica, las reservas internacionales brutas del BCN, que ascendieron a 4,404.4 millones de dólares en 2022, representaron el 30 % del volumen transado en el mercado cambiario. Esta proporción exhibe una tendencia creciente, la cual se ha acelerado especialmente en los últimos tres años. La media histórica se ubica en 21 % de las reservas como proporción del volumen transado en el mercado cambiario.

## **2.2. Mesa de cambio del BCN**

El BCN ha sido históricamente activo en su mesa de cambio. Las reservas internacionales tienen una importancia muy alta en el esquema cambiario, ya que le permiten al BCN intervenir y alinear el tipo de cambio de mercado con el oficial.

De acuerdo con el anuario estadístico del BCN, la institución ha sido un vendedor neto de divisas al sistema financiero. En promedio, el BCN vendía aproximadamente 165 millones de dólares a través de su mesa de cambio.

En 2019 esta dinámica cambió sustancialmente: el BCN se convirtió en comprador neto de divisas, adquiriendo en promedio 175.9 millones de dólares anuales. Esto puede obedecer a múltiples factores, los cuales han sido documentados en los informes anuales del BCN y sus reportes periódicos.

Adicionalmente, esto ha sido consistente con una brecha cambiaria que se ha mantenido dentro del umbral inducido por la comisión cambiaria, indicando una oferta apropiada de divisas y una política monetaria apropiada, dirigida hacia la administración de la liquidez agregada y a suplir la demanda de córdobas según lo demande el público.

### 3. Revisión de la literatura

Los bancos centrales en economías emergentes y en desarrollo con tipos de cambio flexibles o moderadamente rígidos tienden a intervenir en los mercados de divisas. [Patel & Cavllino \(2019\)](#) indican que las intervenciones cambiarias son de alta relevancia dentro del conjunto de políticas de los bancos centrales de estas economías.

Los objetivos con los que los bancos centrales intervienen en sus mercados cambiarios son diversos. [Patel & Cavllino \(2019\)](#) entrevistaron a 21 bancos centrales y encontraron que, entre los principales objetivos de la intervención estaban la acumulación de reservas internacionales, el fondeo de escasez de dólares, reducir la especulación en el mercado de divisas, disminuir la volatilidad del tipo de cambio, obtener ganancias de competitividad externa, entre otros.

[Karacadag & Guimarães-Filho \(2004\)](#) señalan además que los bancos centrales intervienen en el mercado cambiario con el objetivo de reducir la volatilidad del tipo de cambio, fijarlo en un nivel determinado o realinearlo. Otros autores como [Malloy \(2013\)](#), [Hansen & Morales \(2021\)](#) indican motivos similares a los antes expuestos para intervenir en el mercado cambiario.

No obstante, en el caso de Nicaragua el motivo de las intervenciones cambiarias es específico: mantener la convertibilidad de la moneda nacional respecto al dólar, alineado con el tipo de cambio oficial. De acuerdo con los informes anuales del BCN ([Banco Central de Nicaragua 2017, 2018, 2019, 2020a, 2021, 2022](#)) y [Banco Central de Nicaragua \(2020b\)](#), el BCN interviene en el mercado cambiario para mantener alineado el tipo de cambio oficial con el tipo de cambio de mercado. Esto es porque el tipo de cambio nominal es el ancla nominal de los precios de la economía y es el mecanismo primario mediante el cual el BCN incide en la inflación.

Diversos autores han estudiado la relevancia del régimen cambiario para el control de la inflación; [Tremínio \(2014\)](#) y [Tremínio \(2021\)](#) son ejemplos de evidencia empírica aplicada a Nicaragua que han profundizado en el análisis del coeficiente de traspaso cambiario a precios, abonando a la evidencia referente a la efectividad del régimen cambiario para el control de la inflación.

No obstante, no existen documentos de investigación que estudien el

mecanismo de intervención cambiaria del BCN. Este elemento es clave en el rol del tipo de cambio como ancla nominal de precios. En este sentido, este documento pretende abrir una nueva línea de investigación, en la que se pueda conocer a mayor profundidad las razones macroeconómicas por las cuales el BCN interviene en el mercado cambiario.

De acuerdo con los cuadros de indicadores monetarios del BCN<sup>1</sup>, la mesa de cambio puede activarse ya sea por factores externos o factores internos. Los factores externos típicamente se relacionan con la demanda y la oferta de divisas dentro de la economía nicaragüense. Los factores internos se asocian a acciones de política monetaria y fiscal que inciden en la cantidad ofertada de córdobas en la economía.

## 4. Datos

En este documento se caracteriza la dinámica de la venta neta de divisas en la mesa de cambio del BCN (*mcn*). La *mcn* se define como la cantidad, en millones de dólares, que el BCN vende (o compra) a cambio de su equivalente en córdobas (dólares), a solicitud de los bancos nacionales. Cuando *mcn* es positiva, indica que el BCN vendió divisas en términos netos, mientras que, es lo contrario cuando presenta valores negativos.

El BCN vende las divisas a una comisión que es fijada por el presidente del BCN<sup>2</sup>. De esta forma, las instituciones financieras cobran también una comisión al público por comprarles y/o venderles divisas, por lo que el tipo de cambio de mercado puede desviarse del tipo de cambio oficial.

En este sentido, la brecha cambiaria de venta es una variable de seguimiento clave para analizar la dinámica de la mesa de cambio del BCN. Esta mide el desalineamiento porcentual entre el tipo de cambio de venta de mercado y el tipo de cambio oficial. Cuando el esquema cambiario goza de credibilidad, las desviaciones del tipo de cambio de mercado son temporales, es decir, no se desvía sistemáticamente del tipo de cambio oficial. Adicionalmente, bajo

---

<sup>1</sup>Particularmente el cuadro 4 de los indicadores monetarios que analizan los orígenes de las variaciones de la base monetaria.

<sup>2</sup>Ley N° 732, Arto. 27 Num. 9:

(...) Es atribución del Presidente del BCN “aprobar las tarifas que el Banco establezca por los servicios que preste al Gobierno, a los bancos e instituciones financieras y al público en general (...)”

condiciones normales, la brecha cambiaria de venta fluctúa entre el cero y el porcentaje de comisión cobrado por el BCN por la venta de divisas. En condiciones atípicas, la brecha cambiaria de venta se puede ubicar por encima de dicha comisión, sin embargo, si el esquema cambiario es creíble, la brecha cambiaria retorna dentro de dicho umbral.

Las otras variables empleadas en este documento fueron seleccionadas a partir de estudios relacionados y la guía de programación financiera del BCN. De acuerdo con [Banco Central de Nicaragua \(2020b\)](#), el mercado cambiario depende de la interacción del mercado monetario de activos y pasivos en córdobas y del de los denominados en dólares. Así, un grupo de las variables utilizadas se relaciona con la demanda y oferta de divisas de la economía, mientras que, el otro grupo se asocia a la demanda y oferta de córdobas. En la Tabla 1 se describen estas variables, así como su transformación y el signo esperado en el análisis de regresión.

Los datos empleados tienen una periodicidad mensual, desde enero de 2002 hasta abril de 2023, por lo que se cuenta con un total de 256 observaciones para la estimación de los modelos. La serie de reportos y depósitos monetarios netos (*drn*) inicia en mayo de 2018, fecha en la que se introdujeron por primera vez como un instrumento más de política monetaria del BCN, con el objetivo de preservar la estabilidad macrofinanciera de Nicaragua ([Banco Central de Nicaragua \(2018\)](#), [Banco Central de Nicaragua \(2019\)](#)). Previo a dicha fecha se asume un valor de cero para esta variable.

TABLA 1: Variables consideradas en el estudio

Nombre	Descripción	Transformación	Signo Esperado
mcn	Venta neta de divisas en la mesa de cambio del BCN	z	n.a.
bv	Brecha cambiaria de venta	z	+
sfn	Venta de divisas del Sistema Financiero Nacional	z	+
x	Variación de las exportaciones (mercancías)	z	-
m	Variación de las importaciones (mercancías)	z	+
rem	Variación de las remesas familiares	z	-
letras	Colocación neta de Letras del BCN (1 hasta 360 días)	z	+
gc	Crédito neto del Gobierno en el BCN	z	+
emi	Variación de la emisión monetaria	z	-
drn	Colocación neta por depósitos y reportos monetarios	z	+
cpolitica	Dummy asociada a la crisis socio-política	nivel	+
covid	Dummy asociada a la pandemia de COVID-19	nivel	+

Fuente: Elaboración propia.

Un aspecto para tener en cuenta es que los potenciales desequilibrios que surgen en el mercado monetario que resultan en la compra o venta de divisas, obedecen a los cambios relativos de la demanda monetaria y la oferta monetaria, tanto en dólares como en córdobas. Es por esta razón que los flujos de las variables presentadas en la Tabla 1 son las variables relevantes para explicar la dinámica de la mesa de cambio.

Es importante mencionar que el uso de logaritmos en el análisis de regresión es deseable debido a que facilitan la interpretación de los coeficientes, reducen la incidencia de valores extremos, entre otros beneficios; no obstante, debido a que las variables consideradas son flujos, esta transformación no es factible. Por esta razón se optó por estandarizar todas las variables. En este caso, se emplea esta transformación con el objetivo de re-escalar los datos, fijándolos a todos en unidades estándar<sup>3</sup> (z-scores), permitiendo su comparabilidad. En este caso, los parámetros estimados corresponden a coeficientes beta.

Los signos esperados de las variables explicativas se fundamentan en la incidencia que cada una de las variables tiene sobre la oferta y demanda relativa de córdobas y dólares. Esto es ampliamente reportado y analizado en los informes anuales del BCN.

Por ejemplo, entre más alta sea la brecha cambiaria, la demanda de dólares en la economía es mayor y, por tanto, la posibilidad de que se active la mesa de cambio es superior, manteniendo los demás factores constantes. Adicionalmente, en el caso de las exportaciones, y las remesas, si éstas aumentan también lo hace la oferta de divisas en la economía, por lo que, *ceteris paribus*, reducirían la posibilidad de que se active la mesa de cambio; y lo contrario ocurre con las importaciones.

---

<sup>3</sup>Cada variable se transforma de la siguiente manera:

$$z_i = \frac{X_{i,t} - \bar{X}_i}{\sigma_i}$$

donde  $\bar{X}_i$  es el promedio de la variable  $i$  y  $\sigma_i$  es su desviación estándar.

## 5. Metodología

En el estudio se emplean dos metodologías para la identificación y cuantificación de los factores internos y externos: modelos GARCH y árboles de decisión. Se utilizan ambos enfoques ya que éstos son complementarios. En este sentido, el primero es un enfoque paramétrico y lineal, que modela de forma simultánea la media y la varianza de la mesa de cambio. Este enfoque permite inferir la magnitud y el sentido con el que los diversos factores inciden sobre la mesa de cambio. Este enfoque depende de una serie de supuestos relacionados a los residuos del modelo y a su distribución.

Por lo tanto, se utilizan los árboles de decisión como estrategia de modelación complementaria, ya que es un enfoque no paramétrico, no lineal y que requiere de menos supuestos, particularmente relativos a la distribución de los datos. Este segundo enfoque se basa en la segmentación de la mesa de cambio en compras o ventas netas en dependencia de un conjunto de atributos capturados por los factores internos y externos. Esta metodología no requiere de supuestos distribucionales, a diferencia del primero.

A continuación, se explica cada metodología a detalle.

### 5.1. Modelos GARCH

El análisis presentado en este documento se realiza mediante dos clases de modelos. En la primera parte del análisis se estudian los factores internos y externos que inciden sobre la dinámica de la mesa de cambio por medio de modelos GARCH. El objetivo de este análisis es ilustrar, de forma segregada, la importancia de los factores macroeconómicos más relevantes. En una segunda parte, se realiza un análisis agregado, modelando ambas clases de factores.

Con el objetivo de obtener un modelo parsimonioso en esta segunda fase y, de esta forma, facilitar el proceso de estimación del modelo, se utilizan los valores agregados de los factores internos y externos, con el objetivo de obtener una medida aproximada del flujo neto de divisas y la posición neta de expansión o contracción de córdobas en la economía. Esto permitirá distinguir la incidencia de los factores internos y externos.

La descripción de la metodología, que sigue a continuación, está basada en [Enders \(2014\)](#); la discusión que se presenta a continuación parte del modelo

más básico, un modelo ARMA, el que se representa por medio de la siguiente ecuación:

$$mcn_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i mcn_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_i \epsilon_{t-i} \quad (1)$$

donde  $\epsilon_t$  es un proceso ruido blanco, normalmente distribuido, con media cero y varianza constante ( $\sigma^2$ ), y en donde  $\beta_0$  se supone que es igual a 1. El modelo descrito en (1) puede generalizarse a un modelo ARDL, el cual incluye los impactos de otros factores macroeconómicos ( $z_t$ ), ya sean estos internos o externos, es decir:

$$mcn_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i mcn_{t-i} + \sum_{i=0}^k \phi_{i+1} z_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_i \epsilon_{t-i} \quad (2)$$

Donde  $z_t$  es un único factor macroeconómico. Naturalmente, esta expresión se puede extender para incluir más variables explicativas. Los supuestos asociados a  $\epsilon_t$  se mantienen idénticos al del caso de la ecuación (1).

Cabe destacar que, en algunas situaciones, el supuesto de varianza constante no es apropiado, ya que estas variables, de índole financiero, pueden mostrar clústeres de volatilidad, de modo que se podrían presentar residuos heterocedásticos. Adicionalmente, modelos aplicados a mercados financieros tienden a reportar residuos cuya distribución se caracteriza por tener colas anchas (al registrar eventos extremos con mayor frecuencia). Para considerar ambas posibilidades, la ecuación (2) es complementada con una ecuación para la varianza de los residuos, lo cual se hace a través de modelos GARCH. Así, un modelo GARCH está conformado por dos ecuaciones; la primera es la representación de la media condicional de los datos, ecuación (2), y la segunda, una ecuación para la varianza de los residuos, esta es:

$$\epsilon_t = \nu_t \sqrt{h_t} \quad (3)$$

donde  $\nu_t \sim N(0, 1)$  es un proceso ruido blanco y  $h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \gamma_i \epsilon_{t-i} + \sum_{i=1}^n \theta_i h_{t-i}$ . Tanto  $m$  como  $n$  son seleccionados de acuerdo con la significancia estadística de los coeficientes y criterios de información de Akaike y Schwarz. Asimismo, se analizan las propiedades de los residuos del modelo (cuidando que ya no haya presencia de heterocedasticidad ni autocorrelación). Adicionalmente, en los casos en que se amerita, se relaja el supuesto de la distribución de  $\epsilon_t$ . En general, se consideran 3 posibles distribuciones para los residuos: distribución normal, la distribución

t-student y la distribución de errores generalizadas (GED), estas dos últimas son distribuciones de colas anchas<sup>4</sup>.

Uno de los aspectos para tener en cuenta en estas estimaciones es que las series a utilizar sean estacionarias. Esta propiedad es consistente con el supuesto de  $\lim_{h \rightarrow \infty} \frac{\partial mc_{t+h}}{\partial z_t} = 0$ , es decir, cambios en las variables explicativas no tienen efectos permanentes sobre la variable endógena. En este sentido, se realizaron pruebas de raíz unitaria a las series empleadas, encontrando que todas son  $I(0)$ .

## 5.2. Árboles de decisión

Debido a que pueden existir potenciales no-linealidades en la relación de la mesa de cambio con las variables explicativas, se empleó el algoritmo de árboles de decisión como método alternativo para evaluar la importancia de los diferentes factores macroeconómicos.

Los árboles de decisión tienen múltiples ventajas frente a los algoritmos econométricos clásicos. Entre estas ventajas se encuentra la interpretabilidad, la versatilidad, requieren de poco procesamiento de los datos, pueden manejar de forma adecuada características irrelevantes o redundantes, pueden encontrar relaciones no lineales, son poco sensibles a valores atípicos y, en general, al ser un enfoque no paramétrico, son robustos a supuestos distribucionales de los datos (Sheppard 2017).

A continuación, se emplea Pedregosa et al. (2011) para explicar a detalle el algoritmo detrás de los árboles de decisión:

Dado un vector de atributos  $\mathbf{x}_i \in \mathbb{R}^n$ ,  $i = 1, \dots, I$  y un vector de resultados (clasificación)  $\mathbf{y} \in \mathbb{R}^1$ , un árbol de decisión particiona el espacio dimensional de forma recursiva, de modo que las muestras con clasificaciones similares puedan ser agrupadas.

Sean los datos en un nodo  $m$ , tal que pueden ser representados como  $Q_m$  con  $n_m$  muestras. Un atributo  $j$ , que es candidato para segmentar los datos

---

<sup>4</sup>Si bien se realizaron las estimaciones bajo los 3 supuestos distribucionales, no se reportan aquellos relativos al supuesto de distribución normal. En este sentido, si bien el supuesto de normalidad es un punto de partida para el análisis, luego de estimar los modelos bajo diferentes especificaciones, y realizar las pruebas pertinentes, el supuesto de normalidad resultó no ser apropiado.

puede representarse como  $\theta = (j, t_m)$ , donde  $t_m$  es un umbral que determina la forma de segmentación de los datos en las “ramas” que van hacia el lado izquierdo  $Q_m^{\text{izq}}(\theta)$  o hacia el lado derecho  $Q_m^{\text{der}}(\theta)$ , de modo que:

$$Q_m^{\text{izq}}(\theta) = \{(\mathbf{x}, y) \mid x_j\} \leq t_m \quad (4)$$

$$Q_m^{\text{der}}(\theta) = Q_m \setminus Q_m^{\text{izq}}(\theta) \quad (5)$$

Donde el operador “\” indica que es el complemento de la ecuación (4). La calidad de la segmentación se realiza con base en una función de pérdida  $H(\cdot)$ . Para el caso de este estudio, se utilizó la medida de entropía de Shannon, la cual está dada por:

$$H(Q_m) = - \sum_k p_{mk} \log(p_{mk})$$

Donde  $p_{mk}$  es la proporción de casos en  $Q_m$  que pertenecen a la categoría  $k$ . Esta función mide la cantidad promedio de información necesaria para describir la categoría en un conjunto de datos. A menor entropía, los casos son más similares entre sí y, por lo tanto, la incertidumbre en la clasificación de acuerdo con las diferentes categorías es menor.

En este sentido, el árbol de decisión reduce la entropía de los datos dividiéndolos en subconjuntos más homogéneos, para realizar una mejor clasificación. En otras palabras, el árbol de decisión permitirá clasificar las compras o ventas netas de divisas con base en los atributos caracterizados por medio de los diferentes factores internos y externos. Adicionalmente, permitirá identificar umbrales que gatillen la compra o venta de divisas con base en niveles de las variables más relevantes.

Así, el problema de optimización que resuelve un árbol de decisión puede plantearse como:

$$\theta^* = \arg \min_{\theta} G(Q_m, \theta) \quad (6)$$

Donde

$$G(Q_m, \theta) = \frac{n_m^{\text{izq}}}{n_m} H(Q_m^{\text{izq}}(\theta)) + \frac{n_m^{\text{der}}}{n_m} H(Q_m^{\text{der}}(\theta)) \quad (7)$$

El proceso de optimización se realiza de forma recursiva para ambos subconjuntos de datos, hasta que la máxima profundidad del árbol es

alcanzada, es decir:  $n_m < \text{min\_muestras}$  o  $n_m = 1$ .

Es importante destacar que una de las desventajas de los árboles de decisión es su tendencia hacia el sobreajuste (overfitting). Es por esta razón que se ajustaron los hiperparámetros del modelo para asegurar métricas adecuadas de predicción fuera de muestra del árbol de decisión.

En este sentido, Sheppard (2017) y Pedregosa et al. (2011) sugieren utilizar un procedimiento adicional denominado *prunning* o poda del árbol de decisión. Este hiperparámetro se selecciona de forma que se prevenga el sobreajuste del modelo y éste pueda ser generalizable sobre datos que el modelo no conoce.

Para el caso de este estudio, se utilizó una grilla de puntos para seleccionar el parámetro de poda que garantizara el  $R^2$  fuera de muestra más elevado posible.

Precisamente, para la estimación del árbol de decisión se efectuó el siguiente procedimiento:

1. Se dividieron los datos en muestra de entrenamiento y de prueba.
2. El árbol de decisión se estimó con los datos de entrenamiento, empleando una grilla de puntos con diferentes valores para la poda del árbol de decisión.
3. Se calcula la predicción fuera de muestra de cada uno de estos modelos y se compara con los datos de prueba.
4. Se calculan métricas de habilidad predictiva fuera de muestra.
5. Se selecciona aquel valor del hiperparámetro que garantice la mejor habilidad predictiva fuera de muestra (esto es indicativo de un mayor poder de generalización del árbol de decisión).
6. Se reestima el árbol de decisión usando el hiperparámetro de *prunning* seleccionado en el paso anterior.

## 6. Resultados

En esta sección se presentan los resultados de las estimaciones de los modelos GARCH, considerando los factores internos, los factores externos y ambos

factores combinados. Adicionalmente, se presentan los resultados de los árboles de decisión estimados.

### 6.1. Factores internos

Los factores internos determinan las variaciones de la demanda y la oferta de la moneda nacional, por lo que tienen incidencia en la dinámica del tipo de cambio de mercado. Ante excesos de oferta monetaria, el tipo de cambio de mercado registra presiones hacia la depreciación, es decir, el córdoba se debilita frente al dólar a un ritmo superior al dictado por la tasa de deslizamiento cambiario. En cambio, cuando hay excesos de demanda, el córdoba se fortalece en términos relativos al dólar y/o se debilita a un menor ritmo respecto al deslizamiento cambiario.

En ambos casos, se generan presiones sobre la mesa de cambio del BCN, lo que se explica por las diferencias relativas entre la demanda y la oferta monetaria en córdobas. Así, cuando prevalece una demanda relativamente más alta que la oferta monetaria, el BCN tenderá a comprar divisas e inyectar córdobas. Por su parte, cuando prevalece una oferta más alta que la demanda, el BCN tenderá a contraer la oferta de córdobas, vendiendo divisas al sistema financiero.

En la Tabla 2 se presentan las estimaciones de los factores determinantes de la mesa de cambio del BCN desde la perspectiva de las variables internas. En total se estimaron 6 especificaciones diferentes, con el objetivo de brindar conclusiones robustas a cambios en el supuesto de distribución de los residuos y los tamaños de la muestra. Precisamente, se utilizan 3 cortes muestrales, la muestra completa (2002-2023), una muestra entre 2002-2017, para evaluar cómo cambian los estimadores previos a la crisis sociopolítica, y una muestra entre 2010-2023, para analizar cambios en los parámetros por la omisión de la crisis financiera internacional de 2008-2009.

En términos generales, todas las variables presentan los signos esperados y son estadísticamente significativas para explicar la dinámica de las ventas netas de divisas. Adicionalmente, los efectos que sugieren los modelos están en línea con el modelo de Mundell-Fleming, ya que Nicaragua es una economía pequeña y abierta, con un régimen cambiario relativamente rígido respecto a otros países. Aumentos en la oferta monetaria (*ceteris paribus*) causan una desacumulación de reservas internacionales debido a la venta de dólares a través de la mesa de cambio del BCN. Por su parte, aumentos en

TABLA 2: Determinantes internos de la mesa de cambio del BCN

Muestra Distribución	2002M1:2023M4		2002M1:2017M12		2010M1:2023M4	
	<i>t-student</i>	<i>GED</i>	<i>t-student</i>	<i>GED</i>	<i>t-student</i>	<i>GED</i>
Venta neta de divisas (lag1)	0.219 *** [0.069]	0.1976 *** [0.0212]	0.1125 [0.0724]	0.0903 [0.0601]	0.2837 *** [0.0943]	0.2591 [0.7041]
Brecha de venta	0.386 *** [0.0771]	0.4364 *** [0.0325]	0.4225 *** [0.0981]	0.4217 *** [0.0996]	0.3462 *** [0.1082]	0.3754 [0.2671]
Brecha de venta (lag1)	-0.2843 *** [0.0562]	-0.3069 *** [0.0499]	-0.2648 *** [0.0625]	-0.2532 *** [0.0511]	-0.2502 *** [0.0915]	-0.2777 *** [0.1058]
Mesa de cambio del SFN	-0.0029 [0.0448]	-0.022 ** [0.0112]	-0.0515 [0.0588]	-0.05 [0.0804]	0.0374 [0.0623]	0.0271 [0.1602]
Uso de depósitos del GC	0.2852 *** [0.056]	0.2752 *** [0.0373]	0.294 *** [0.0736]	0.2845 [0.46]	0.2142 *** [0.074]	0.2394 [0.2724]
Emisión Monetaria	-0.4078 *** [0.0816]	-0.4036 *** [0.0124]	-0.4173 *** [0.1009]	-0.4636 [0.2822]	-0.354 *** [0.0869]	-0.3716 [0.2745]
Letras del BCN	0.291 *** [0.071]	0.2999 *** [0.0277]	0.3366 *** [0.0729]	0.3468 [0.2597]	0.2081 ** [0.093]	0.2317 [0.2958]
Depósitos y reportos netos	0.2773 *** [0.081]	0.2741 *** [0.0311]			0.2462 *** [0.0884]	0.2565 [0.6743]
Dum(2018)	0.9234 *** [0.2896]	1.0303 ** [0.4875]			0.7951 * [0.4116]	0.9449 [1.1177]
Dum(Covid)	-0.1579 [0.141]	-0.179 *** [0.0399]			-0.1036 [0.2176]	-0.1219 [2.2805]
Dum Estacional (M2)	0.2945 ** [0.1273]	0.2971 ** [0.15]	0.4406 *** [0.1511]	0.5057 [0.4523]	0.1286 [0.2126]	0.1064 [4.2843]
Dum. Estacional (M4)	-0.3644 *** [0.139]	-0.3518 *** [0.0417]	-0.3673 *** [0.1157]	-0.3835 ** [0.1652]	-0.6237 [0.4545]	-0.7081 [0.9802]
Dum. Estacional (M11)	0.2578 * [0.1421]	0.2829 [0.3843]	0.2117 [0.1407]	0.2499 [0.3158]	0.3339 * [0.1908]	0.3967 [1.3359]

\*. \*\*. \*\*\* indican significancia estadística al 10 %, 5 % y 1 %, respectivamente.

Errores estándar robustos entre corchetes [ ]

Nota: Ecuación de la media. Variable dependiente es el valor z de la venta neta de divisas del BCN.

Fuente: Elaboración propia con base en datos del BCN.

la demanda monetaria (*ceteris paribus*) generan compras netas de divisas por medio de este mecanismo, y, por ende, resultan en acumulación de reservas internacionales.

En términos particulares, ya que los modelos tienen un componente autorregresivo, se modela un efecto de persistencia en el comportamiento de la venta neta de divisas del BCN, el cual es estadísticamente significativo al 1 %. Esto es válido para la muestra completa bajo ambas especificaciones distribucionales para los residuos, y para la muestra más actualizada. Entre 2002 y 2017, la persistencia de la mesa de cambio no es estadísticamente significativa.

La persistencia indica que si en un mes particular el BCN vendió (en el neto) divisas, en el mes siguiente venderá también divisas, aunque en una menor proporción (*ceteris paribus*). La estimación bajo la muestra completa

sugiere una persistencia entre 0.22 y 0.20, para los residuos t-student y GED, respectivamente. En otras palabras, si la venta neta de divisas aumenta en una desviación estándar en el mes previo, en el mes actual se puede esperar una venta de divisas equivalente a dichas cuantías en términos de desviaciones estándar.

Para precisar estas estimaciones, una desviación estándar de la venta neta de divisas equivale a una venta neta de 35.2 millones de dólares, por lo que el coeficiente de persistencia sugeriría una venta neta entre 7.0 y 7.7 millones de dólares.

Adicionalmente, la estimación por submuestras sugiere una incidencia de la ocurrencia de la crisis sociopolítica sobre la persistencia de las ventas netas de divisas. En este sentido, la estimación del modelo usando la muestra comprendida entre 2002-2017 se obtiene una persistencia entre 0.09 y 0.11 desviaciones estándar (residuos GED y t-student, respectivamente). Sin embargo, al utilizar la muestra entre 2010-2023, el estimador de persistencia aumenta a 0.28, con una significancia estadística del 1 % (residuos t-student).

La brecha cambiaria de venta es estadísticamente significativa al 1 % bajo las 6 diferentes especificaciones, y tiene el signo esperado. Alzas en la brecha cambiaria de venta son consistentes con ventas netas de divisas a través de la mesa de cambio, ya que indican o un exceso de oferta monetaria en córdobas o bien un exceso de demanda de dólares. Es importante destacar que la brecha cambiaria tiene un efecto dinámico sobre la mesa de cambio, ya que, de acuerdo con las estimaciones, el nivel de la brecha es relevante en dos meses consecutivos para la evolución de la mesa de cambio.

Al considerar la muestra completa, ante un aumento de un punto porcentual de la brecha cambiaria de venta se puede esperar una venta neta de divisas entre 0.35 y 0.44 desviaciones estándar (aproximadamente entre 12.2 y 15.3 millones de dólares). En términos de la robustez de estos resultados, la magnitud del efecto de la brecha cambiaria permanece estable entre submuestras. Así, en la muestra 2004-2017 se estima un aumento entre 0.40 y 0.45 desviaciones estándar por cada aumento de 1 punto porcentual en la brecha cambiaria. Por su parte, en la muestra comprendida entre 2010 y 2020, el modelo con residuos GED sugiere un aumento de 0.32 desviaciones estándar.

Por su parte, el uso de depósitos del gobierno tiene una alta relevancia.

Cinco de las seis estimaciones realizadas coinciden en que es una variable estadísticamente significativa al 1% en propiciar ventas netas de divisas. Su impacto se estima entre 0.28 y 0.29 en la muestra completa, manteniéndose relativamente estable entre submuestras.

Por su parte, la redención neta de Letras del BCN también incide en una magnitud similar al uso de recursos del gobierno, al igual que los depósitos y reportos monetarios netos. Que las magnitudes de estas variables sean similares sugieren que tanto la política monetaria como la política fiscal pueden generar presiones para que la mesa de cambio del BCN se active, generando impactos similares.

Es por esta razón que la coordinación entre la política monetaria y la política fiscal en el país es crucial para evitar pérdidas inesperadas de reservas internacionales. En este sentido, expansiones monetarias generadas por el uso neto de recursos del gobierno deben ser acompañadas por captaciones netas de recursos del BCN por medio de sus diferentes instrumentos monetarios.

En otro orden, la emisión monetaria es la variable que mostró los coeficientes más elevados a lo largo de las diferentes muestras y supuestos distribucionales de los residuos. Cuando aumenta la demanda de la moneda nacional, el BCN tiende a comprar divisas. Precisamente, un aumento de 1 desviación estándar en la emisión monetaria generará una compra neta de divisas por medio de la mesa de cambio entre 0.41 y 0.40, equivalente a aproximadamente 14 millones de dólares en compras de divisas.

En los modelos también se consideraron variables *dummy* que capturaran eventos atípicos como los ocurridos en 2018 o la pandemia de COVID-19. En el caso de los eventos sociopolíticos, generó un incremento discreto en la venta neta de divisas, explicado por un aumento relativo de la demanda de dólares en la economía. A diferencia de este evento, de acuerdo con las estimaciones, la pandemia no generó presiones estadísticamente significativas sobre la mesa de cambio (solamente una estimación resultó estadísticamente significativa).

Cabe destacar que los modelos tienen una bondad de ajuste adecuada, y los efectos GARCH estimados son estadísticamente significativos. En la Tabla 3 se presentan los resultados de la ecuación de la varianza de los factores internos.

TABLA 3: Ecuación de la varianza de los factores internos

Muestra Distribución	2002M1:2023M4		2002M1:2017M12		2010M1:2023M4	
	<i>t-student</i>	<i>GED</i>	<i>t-student</i>	<i>GED</i>	<i>t-student</i>	<i>GED</i>
Alpha 0	0.0604 ** [0.0249]	0.0589 ** [0.027]	0.0401 [0.0267]	0.0462 [0.0289]	0.0892 [0.0591]	0.0847 [0.2591]
Gamma	0.3237 * [0.1784]	0.363 *** [0.1384]	0.1602 [0.1191]	0.1517 [0.0996]	0.4195 * [0.2393]	0.3619 [0.9752]
Theta	0.5474 *** [0.1669]	0.4896 *** [0.1607]	0.6416 *** [0.2108]	0.5969 *** [0.2178]	0.4262 ** [0.1779]	0.4405 [0.4402]
Parámetro distribucional	4.0238 *** [0.9654]	1.1524 *** [0.1292]	4.9292 ** [2.0916]	1.2099 *** [0.3144]	4.2754 ** [1.7465]	1.1791 *** [0.2536]
Indicadores						
R cuadrado	0.552	0.5614	0.4291	0.4287	0.6027	0.5985
Log-likelihood	0.7028	0.6911	0.5171	0.5171	0.7543	0.7529
BIC	172.3997	172.4825	97.3015	96.6439	121.4392	121.9958
Obs	255	255	191	191	160	160

Fuente: Elaboración propia.

Los valores de gamma ( $\gamma$ ) son estadísticamente significativos en las estimaciones usando la muestra completa. En este sentido, la incidencia de los residuos 1 período atrás tiene una incidencia entre 0.32 y 0.36 sobre la volatilidad presente; en otras palabras, los choques de 1 mes atrás pesan sobre la volatilidad de la mesa de cambio presente. Por su parte, theta ( $\theta$ ) es estadísticamente significativo en la mayoría de las especificaciones, sugiriendo que la volatilidad es relativamente persistente, rondando entre 0.49 y 0.55 en la muestra completa.

## 6.2. Factores externos

La demanda y la oferta de divisas del país también pueden causar eventos de intervención a través de la mesa de cambio. En la Tabla 4 se muestra la estimación de los factores externos y su impacto sobre la venta neta de divisas del BCN.

La estimación de los factores externos sugiere que la oferta y la demanda de divisas de la economía son factores determinantes de las intervenciones cambiarias del BCN. Así, cuando la oferta de divisas aumenta por medio del crecimiento de las exportaciones, mayor entrada de remesas o préstamos al sector público no financiero y/o al BCN, se reducen las ventas netas de divisas, tendiendo hacia la compra neta de divisas.

En este sentido, por cada aumento de 1 desviación estándar en el flujo de las exportaciones, la venta neta de divisas a través de la mesa de cambio se reduce entre -0.36 y -0.35 desviaciones estándar. Los préstamos recibidos

tienen un impacto menor en magnitud, pero estadísticamente significativos. Las remesas por su parte, la evidencia encontrada no es concluyente. Por un lado, para la estimación de la muestra completa se obtienen los signos esperados, con un impacto entre -0.08 y -0.07 desviaciones estándar. No obstante, para las 2 submuestras las estimaciones sugieren efectos positivos sobre la mesa de cambio, contrario a lo esperado.

Este resultado puede deberse a diferentes causas. Una de ellas podría estar asociada al hecho de que en ambas submuestras la economía nicaragüense sufrió tres eventos disruptivos de diferentes naturalezas, y todas ellas incidieron de forma diferente sobre las remesas.

TABLA 4: Determinantes externos de la mesa de cambio del BCN

Muestra Distribución	2002M1:2023M4		2002M1:2017M12		2010M1:2023M4	
	<i>t-student</i>	<i>GED</i>	<i>t-student</i>	<i>GED</i>	<i>t-student</i>	<i>GED</i>
Venta neta de divisas (lag1)	0.0328 [0.076]	0.0336 [0.0806]	0.1126 [0.0865]	0.083 *** [0.0013]	0.0268 [0.0628]	0.1923 *** [0.0013]
Brecha de venta	0.4351 *** [0.0804]	0.4322 *** [0.0893]	0.5251 *** [0.0774]	0.5448 *** [0.0039]	0.412 *** [0.0991]	0.358 *** [0.004]
Brecha de venta (lag1)	-0.3015 *** [0.0659]	-0.2974 *** [0.0745]	-0.3577 *** [0.0806]	-0.3233 *** [0.0012]	-0.213 *** [0.0712]	-0.2273 *** [0.0021]
Mesa de cambio del SFN	0.0185 [0.0569]	0.0122 [0.0753]	-0.0025 [0.0609]	-0.0289 *** [6e-04]	0.0818 [0.0511]	0.1272 *** [0.0011]
Exportaciones	-0.3458 ** [0.1585]	-0.3555 * [0.1823]	-0.319 *** [0.1153]	-0.3242 *** [0.0035]	-0.3026 [0.2121]	-0.146 *** [0.0021]
Importaciones	0.1392 [0.1224]	0.1472 [0.1388]	0.1532 [0.0989]	0.1999 *** [0.0012]	0.1158 [0.1058]	0.0194 *** [0.0016]
Remesas	-0.0844 [0.1089]	-0.0752 [0.1103]	0.1279 [0.1365]	0.2345 *** [0.0023]	0.0738 [0.1775]	0.1844 *** [0.0022]
Préstamos al SPNF y BCN	-0.0786 *** [0.0162]	-0.0811 *** [0.0187]	0.0236 [0.0485]	0.0449 *** [7e-04]	-0.0767 *** [0.0229]	-0.0849 *** [0.0017]
Servicio de deuda del SPNF y BCN	0.0085 [0.0679]	0.0075 [0.0694]	-0.1306 * [0.0738]	-0.1843 *** [0.0019]	-0.027 [0.0744]	-0.0662 *** [8e-04]
Dum(2018)	0.9905 *** [0.1784]	0.9913 *** [0.1881]			2.6028 *** [0.3056]	1.5168 *** [0.1571]
Dum(Covid)	-0.0779 [0.1568]	-0.0594 [0.1978]			-0.1264 [0.1051]	-0.0998 *** [0.0161]
Dum Estacional (M2)	0.4326 [0.2859]	0.3927 [0.3994]	0.4628 *** [0.1353]	0.4226 *** [0.003]	0.1676 [0.1157]	0.0352 * [0.0199]
Dum. Estacional (M4)	-0.6068 *** [0.1948]	-0.6195 ** [0.2433]	-0.534 *** [0.2055]	-0.4624 *** [0.0099]	-0.3147 [0.2731]	-0.5473 *** [0.0099]
Dum. Estacional (M11)	-0.2483 ** [0.1087]	-0.2564 ** [0.118]	-0.1656 [0.134]	-0.235 *** [0.0038]	-0.1333 [0.1082]	-0.0035 [0.0029]

\*, \*\*, \*\*\* indican significancia estadística al 10 %, 5 % y 1 %, respectivamente.

Errores estándar robustos entre corchetes [ ]

Fuente: Elaboración propia con base en datos del BCN.

Precisamente, cabe la posibilidad de que en alguno de estos tres eventos disruptivos (crisis financiera global, crisis sociopolítica de 2018 y la crisis del COVID-19) la sensibilidad de la mesa de cambio a las remesas haya cambiado.

Por ejemplo, la crisis financiera global de 2008 y 2009 tuvo un efecto negativo sobre las remesas, debido al mayor desempleo que aquejó a la economía mundial. Esta crisis fue transversal en diferentes sectores económicos y afectó a diferentes grupos demográficos por igual, incluido el empleo hispano en Estados Unidos. En este caso, es posible que la relación mesa de cambio – remesas se haya debilitado, sugiriendo una no-linealidad en la relación que en las especificaciones presentadas no es capturada.

En cuanto a la crisis de 2018 y el 2020, sus efectos sobre el comportamiento de las remesas ocurren en una franja de tiempo relativamente corta y ambos eventos con efectos contrarios. Por un lado, los eventos de 2018, que son de índole interno, propiciaron un aumento posterior del flujo de remesas. Esto, nuevamente, puede sugerir que exista una no-linealidad en la relación, en la que posterior a los eventos del 2018 la relación mesa de cambio – remesas se fortalece.

Por su parte, los eventos del 2020 tuvieron el efecto contrario. Debido a las cuarentenas obligatorias a nivel mundial, el desempleo en la mayoría de las economías alcanzó niveles históricamente altos, incidiendo también en el flujo de las remesas.

Es importante destacar que, debido a situaciones como las previamente descrita, es aconsejable utilizar métodos que sean robustos a estas no linealidades. Una forma de abordarlo es empleando árboles de decisión, método que se emplea en la sección 6.4.

Por su parte, las importaciones, según los modelos GARCH, son el principal factor que tiende a generar ventas netas de divisas a través de la mesa de cambio, aunque su importancia se estimó como inferior respecto al de las exportaciones.

En la Tabla 5 se presentan los resultados para la ecuación de la varianza de los factores externos.

TABLA 5: Ecuación de la varianza de los factores externos

Muestra Distribución	2002M1:2023M4		2002M1:2017M12		2010M1:2023M4	
	<i>t-student</i>	<i>GED</i>	<i>t-student</i>	<i>GED</i>	<i>t-student</i>	<i>GED</i>
Alpha 0	0.0791 [0.0532]	0.0828 [0.057]	0.0009 [0.003]	0.0018 [0.0895]	0.0575 [0.0586]	0.0013 [0.0147]
Gamma	0.8445 *** [0.3073]	0.8652 *** [0.293]	0 [0.0093]	0.0116 [0.1877]	0 [0.0797]	0.0747 [0.0701]
Theta	0.0614 [0.1593]	0.0396 [0.2274]	0.999 *** [0.0045]	0.9845 * [0.5817]	0.9789 *** [0.0491]	0.9072 *** [0.1664]
Parámetro distribucional	13.1998 [18.711]	1.6293 *** [0.5192]	3.3357 *** [0.9052]	0.7651 [0.536]	2.1 *** [0.0057]	0.7307 *** [0.1536]
Indicadores						
R cuadrado	0.6357	0.6375	0.4425	0.454	0.6707	0.6301
Log-likelihood	0.5802	0.5804	0.5658	0.5458	0.5778	0.6243
BIC	126.3134	126.2167	76.9521	76.1836	108.0440	111.3862
Obs	196	196	144	144	148	148

Fuente: Elaboración propia.

En el caso de la ecuación de la varianza, la estimación de la muestra completa sugiere que los residuos rezagados tienen una alta incidencia sobre la volatilidad contemporánea, sin embargo, este resultado no se sostiene para las submuestras. En el caso de las submuestras, es la persistencia de la volatilidad la que juega un rol más importante.

### 6.3. Interacción entre factores internos y externos

Debido a que tanto el equilibrio monetario en dólares y en córdobas pueden ser relevantes para explicar la dinámica de la mesa de cambio del BCN, se optó por presentar estimaciones en las que ambos factores interactuaran.

En este caso se utilizaron medidas agregadas de los factores internos y externos para tener una especificación parsimoniosa. En otras palabras, se utilizó la expansión/contracción neta de moneda nacional (suma de todas las variables que componen a los factores internos), así como la entrada/salida neta de divisas (la suma de todas las variables que componen los factores externos). Las variables se definieron de forma que un incremento de los factores internos fuese consistente con un aumento de la oferta de liquidez en moneda nacional; mientras que, los factores externos se definieron de forma que un aumento sea consistente con una mayor demanda de la moneda extranjera.

Se debe puntualizar que los factores externos es una medida proxy de la entrada/salida neta de divisas, ya que se excluyen otras fuentes de divisas que pueden ser muy relevantes, como la inversión extranjera directa o los

ingresos por turismo <sup>5</sup>.

En la Tabla 6 se muestran las estimaciones incorporando ambos tipos de factores. La mejor especificación encontrada sigue sugiriendo que la brecha cambiaria de venta es un factor determinante de las intervenciones cambiarias del BCN. En este sentido, por cada aumento de 1 desviación estándar de la brecha cambiaria, la venta neta de divisas aumenta en 0.35 desviaciones estándar.

Adicionalmente, los factores internos son estadísticamente significativos al 1 %, indicando que las expansiones monetarias se traducen en ventas netas de divisas del BCN. En este sentido, los resultados sugieren que la política monetaria se debe conducir guardando concordancia con la demanda de córdobas.

Por su parte, los factores externos son también estadísticamente significativos. Aumentos en la demanda de divisas resultan en intervenciones cambiarias. Cabe destacar que, considerando la suma de los coeficientes<sup>6</sup> de los factores internos versus la suma de los coeficientes de los factores externos, las estimaciones sugieren una mayor importancia de los factores externos para explicar las intervenciones cambiarias del BCN. En este sentido, la capacidad del país de continuar generando entradas de divisas es muy importante para la estabilidad del régimen cambiario. Una oferta adecuada de dólares, tal y como se ha observado a lo largo de 2022 y 2023, es consistente con una brecha cambiaria de venta relativamente baja e intervenciones cambiarias para la adquisición de dólares.

En la medida que las importaciones se dinamicen, la demanda de dólares de la economía aumentará y, con ello, habrá mayores presiones sobre la mesa de cambio. Es por lo tanto muy importante para el BCN dar un seguimiento cercano a indicadores de alta frecuencia como la brecha cambiaria, para conocer el estado actual de la demanda relativa de divisas y la demanda relativa de córdobas.

---

<sup>5</sup>Se optó por excluirlas ya que la información está solo con corte trimestral.

<sup>6</sup>En un modelo con estructura ARDL los coeficientes estimados corresponden a sensibilidades de corto plazo, mientras que la suma se refiere al impacto acumulado. En este caso, es importante destacar que los factores internos tienen una misma naturaleza, que es la de expansión o contracción de la liquidez en córdobas, al igual que la de los factores externos, que es la de expandir o contraer la liquidez en dólares.

TABLA 6: Determinantes de las intervenciones cambiarias del BCN

Muestra Distribución	2002M1:2023M4		2002M1:2017M12		2010M1:2023M4	
	<i>t</i> -student	GED	<i>t</i> -student	GED	<i>t</i> -student	GED
Mesa de cambio (lag1)	0.0237 [0.1755]	0.0526 *** [5e-04]	-0.1469 [0.1296]	-0.0102 *** [2e-04]	0.0741 [0.0868]	0.0556 *** [0.0056]
Brecha de venta	0.2783 * [0.164]	0.3494 *** [0.0014]	0.418 *** [0.111]	0.3845 *** [0.0042]	0.2626 *** [0.0867]	0.2506 *** [0.0043]
Factores internos	0.0197 [0.0247]	0.0351 *** [4e-04]	-0.0035 [0.0378]	0.0143 *** [3e-04]	0.0291 [0.019]	0.0086 *** [2e-04]
Factores internos (lag 3)	0.0589 ** [0.0239]	0.0679 *** [5e-04]	0.0579 * [0.0322]	0.0787 *** [0.001]	0.0689 *** [0.0183]	0.0637 *** [4e-04]
Factores externos	0.0932 *** [0.0328]	0.0372 *** [7e-04]	0.0094 [0.0485]	-0.0025 *** [1e-04]	0.0867 *** [0.0258]	0.0825 *** [0.0022]
Factores externos (lag 3)	0.0216 [0.0265]	0.0093 *** [3e-04]	0.0467 [0.0501]	2e-04 *** [0]	0.0129 [0.0343]	0.0096 *** [5e-04]
Dum(2018)	0.7934 [0.8366]	1.9467 *** [0.0104]			2.1967 *** [0.3911]	2.3739 *** [0.0433]
Dum(Covid)	-0.0722 [0.1526]	-0.1506 *** [0.0027]			-0.0963 [0.1466]	-0.173 *** [0.0023]
Dum Estacional (M2)	0.3622 *** [0.1398]	0.4468 *** [0.0075]	0.5604 *** [0.2074]	0.5091 *** [0.0043]	0.2902 [0.2097]	0.1625 *** [0.0098]
Dum. Estacional (M4)	-0.803 *** [0.2696]	-0.7173 *** [0.0077]	-0.6464 *** [0.1821]	-0.6834 *** [0.008]	-0.8092 * [0.4438]	-0.7785 *** [0.0056]
Dum. Estacional (M11)	-0.2408 *** [0.0817]	-0.1443 *** [0.0043]	-0.1855 * [0.1073]	-0.1655 * [0.0861]	-0.2302 *** [0.0817]	-0.3148 *** [0.0066]

\*, \*\*, \*\*\* indican significancia estadística al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Errores estándar robustos entre corchetes [ ]

Fuente: Elaboración propia con base en datos del BCN.

#### 6.4. Análisis de robustez: Árboles de decisión

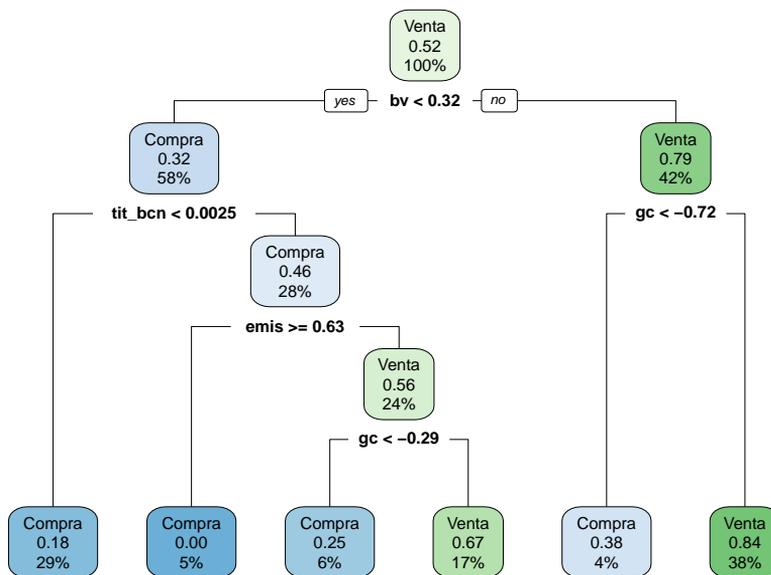
Debido a que las metodologías previamente empleadas son de carácter paramétrico, pueden ser sensibles a no linealidades, valores atípicos y a los supuestos de distribución de los residuos. Por tal motivo, se optó por realizar estimaciones a partir de árboles de decisión, que es una técnica no paramétrica, capaz de modelar relaciones no lineales entre las variables. El árbol de decisión de los factores internos se presenta en la Figura 1.

Los resultados sugieren que la probabilidad de registrar ventas de divisas es ligeramente superior a la de registrar compras (52%). Es importante destacar que el árbol de decisión indica que la variable más importante para indicar la activación de la mesa de cambio es la brecha cambiaria, ya que es la variable que determina el primer nodo, es decir, la primera bifurcación. Es por esta razón que la brecha cambiaria es un indicador de alta relevancia para la conducción de la política monetaria y cambiaria del BCN.

A continuación, para llegar a la rama izquierda del árbol, la brecha cambiaria de venta debe ser inferior a 0.32 desviaciones estándar. En esta rama, la probabilidad de compra neta de divisas es de 0.32%, con el 58% de los casos cayendo en esta rama.

Siguiendo en la misma rama izquierda, el siguiente nodo es la colocación neta de títulos del BCN. El nodo indica que cuando la desviación estándar de las colocaciones netas del BCN es inferior a 0.0025, es decir, el BCN mantiene una posición contractiva, la probabilidad de que se realicen compras de divisas es de 0.18 %, con el 29 % de los casos cayendo en este nodo (baja sobre la subrama izquierda).

FIGURA 1: Árbol de decisión de factores internos



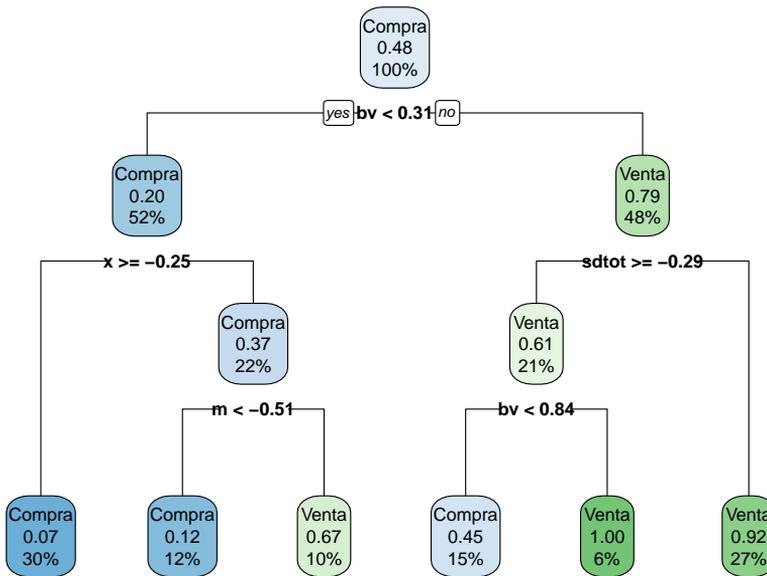
Fuente: Elaboración propia.

Si consideramos una posición expansiva de parte del BCN (subrama derecha), la probabilidad de realizar compras de divisas es del 0.46 % (comprende el 28 % de los casos restantes). En este caso, si la demanda de córdobas es inferior a 0.63 desviaciones estándar, la probabilidad de venta de divisas aumenta a 0.56, con el 24 % de los casos cayendo en esta subrama. En este punto, los traslados netos de recursos del Gobierno Central son los que finalmente determinan si se realiza o no ventas de divisas. Cuando los traslados presentan una desviación estándar inferior a 0.29, la probabilidad de compra es mayor. Cuando el Gobierno Central traslada recursos por debajo de 0.29 desviaciones estándar, o utiliza recursos, la probabilidad de

la venta de divisas es 0.67.

Regresando al primer nodo, en el caso que la brecha cambiaria de venta es superior a 0.32 desviaciones estándar, la probabilidad de venta de divisas es de 0.79, con el 42 % de los casos cayendo en esta rama. En estos casos, la variable que más importa son los traslados que el gobierno realiza hacia el BCN. Si los traslados son equivalentes a 0.72 desviaciones estándar, en la probabilidad de comprar divisas al público será de 0.38 %, con el 4 % de los casos cayendo en esta subrama. Mientras que, si el gobierno traslada menos del equivalente a la 0.72 desviaciones estándar, la probabilidad de vender divisas es del 0.84, con el 38 % de los casos restantes cayendo en esta subrama.

FIGURA 2: Árbol de decisión de factores externos



Fuente: Elaboración propia.

Por otro lado, considerando el árbol de decisión de los factores externos, presentados en la Figura (2), el caso en el que la brecha cambiaria de venta es inferior a 0.31 desviaciones estándar, la probabilidad de comprar divisas es de 0.20, con el 52 % de los casos concentrados en esta rama (izquierda). En este sentido, cuando las exportaciones superan las -0.25 desviaciones

estándar, la probabilidad de comprar divisas es de 0.07 (30% de los casos restantes), mientras que, si es inferior, la probabilidad de comprar es de 0.37, en dependencia de la dinámica que presenten las importaciones.

Si las importaciones son inferiores a una desviación estándar de -0.51, la probabilidad de comprar divisas es de 0.12 (12% de los casos restantes), mientras que, si es superior, es decir, se muestran más dinámicas, la probabilidad de vender divisas será de 0.67, con el 10% de los casos restantes concentrados en esa subrama.

Por su parte, y regresando al primer nodo, si la brecha cambiaria es superior a 0.31 desviaciones estándar, la probabilidad de que se registren ventas de divisas es de 0.79, con el 48% de los casos en esta rama. En este punto, la probabilidad de vender o no divisas dependerá en mayor medida de los servicios de deuda externa que se estén realizando. Si las condiciones implican realizar pagos de deuda externa superiores al equivalente de 0.29 desviaciones estándar, la probabilidad de vender divisas es de 0.61. En este sentido, la probabilidad de que el BCN realice intervenciones por medio de la venta de divisas es exacerbado por incrementos en el servicio de deuda externa.

Finalmente, se estimó un árbol de decisión empleando tanto los factores internos como los externos. No obstante, esta estimación arrojó un árbol de decisión igual al de la Figura 2. Esto sugiere que los factores externos son, en orden de importancia, más relevantes para explicar la dinámica de la mesa de cambio respecto a los factores internos.

## **7. Conclusiones**

En este documento se aporta evidencia acerca de los factores macroeconómicos que inciden en las intervenciones cambiarias del BCN. Mediante una amplia batería de modelos paramétricos y no paramétricos se brindó evidencia de la importancia en términos estadísticos y la magnitud con la que inciden los factores externos y domésticos sobre la mesa de cambio del BCN.

Los hallazgos indican que los factores externos ligados a la oferta y demanda de divisas son clave para explicar la activación de la mesa de cambio del BCN. Las exportaciones tienden a tener una mayor relevancia, pero también pesa el servicio de deuda y las importaciones, tal y como

lo indica el análisis a través de árboles de decisión. En la medida que se reactiven estas últimas, es posible que la demanda de divisas también incremente y con ello, se pueda observar un cambio en la dinámica de la mesa de cambio, la cual ha comprado divisas en términos netos en los últimos años.

Asimismo, los factores internos también importan y suelen presionar hacia la venta neta de divisas. Esto tiene implicaciones para las políticas monetaria y fiscal, resaltando la necesidad de una coordinación efectiva entre ambas para prevenir presiones innecesarias en la mesa de cambio, propiciando de esta forma estabilidad de las reservas internacionales.

Esta investigación puede servir como punto de partida para estudiar la dinámica del mercado cambiario. Variables como la brecha cambiaria merecen un estudio detallado, ya que ésta es un factor clave en la activación de la mesa de cambio. Por ejemplo, es importante conocer la magnitud del impacto de las reducciones del deslizamiento sobre la brecha cambiaria de venta, tanto en su nivel como en su volatilidad. Adicionalmente, esquemas de proyecciones de alta frecuencia de los factores macroeconómicos relevantes para la mesa de cambio pueden ayudar a mejorar la administración de este mecanismo de intervención y, de esta forma, liberar recursos líquidos (que no ganan intereses) para que puedan ser invertidos en el exterior.

Finalmente, el mercado cambiario es crucial para la estabilidad macroeconómica y de precios de Nicaragua. Por lo tanto, es muy importante continuar profundizando en el estudio del esquema cambiario, sus perspectivas y los factores relevantes que inciden en su dinámica. Si bien la tasa de deslizamiento cambiario se ha fijado en un cero por ciento, la demanda y la oferta relativa de córdobas y dólares continuarán incidiendo sobre el tipo de cambio de mercado. El rol del BCN a través de su esquema de política monetaria, y su coordinación con la política fiscal, es ahora más relevante para la estabilidad del régimen cambiario y, por ende, para la estabilidad macroeconómica de Nicaragua.

## Referencias

- Banco Central de Nicaragua (2017), *Informe Anual*.
- Banco Central de Nicaragua (2018), *Informe Anual*.
- Banco Central de Nicaragua (2019), *Informe Anual*.
- Banco Central de Nicaragua (2020a), *Informe Anual*.
- Banco Central de Nicaragua (2020b), *Política Monetaria y Cambiaria del Banco Central de Nicaragua*.
- Banco Central de Nicaragua (2021), *Informe Anual*.
- Banco Central de Nicaragua (2022), *Informe Anual*.
- Enders, W. (2014), *Applied Econometric Time Series*, Wiley.
- Hansen, E. & Morales, M. (2021), ‘When does the central bank intervene the foreign exchange market? estimating a time-varying threshold intervention function’, *International Review of Finance* **21**, 688–698.
- Karacadag, M. C. & Guimarães-Filho, R. (2004), The empirics of foreign exchange intervention in emerging markets: The cases of Mexico and Turkey, Technical report, IMF Working Papers, International Monetary Fund.  
**URL:** <https://ideas.repec.org/p/imf/imfwpa/2004-123.html>
- Malloy, M. M. (2013), Factors influencing emerging market central banks’ decision to intervene in foreign exchange markets, Technical report, IMF Working Papers, International Monetary Fund.  
**URL:** <https://ideas.repec.org/p/imf/imfwpa/2013-070.html>
- Patel, N. & Cavillino, P. (2019), Fx intervention: goals, strategies and tactics, in B. for International Settlements, ed., ‘Reserve management and FX intervention’, Vol. 104, Bank for International Settlements, pp. 25–44.  
**URL:** <https://ideas.repec.org/h/bis/bisbpc/104-02.html>
- Pedregosa, F., Varoquaux, G., Gramfort, A., Michel, V., Thirion, B., Grisel, O. & Duchesnay, E. (2011), ‘Scikit-learn: Machine learning in python’, *Journal of Machine Learning Research* **12**, 2825–2830.

Sheppard, C. (2017), *Tree-based Machine Learning Algorithms: Decision Trees, Random Forests, and Boosting*, CreateSpace Independent Publishing Platform.

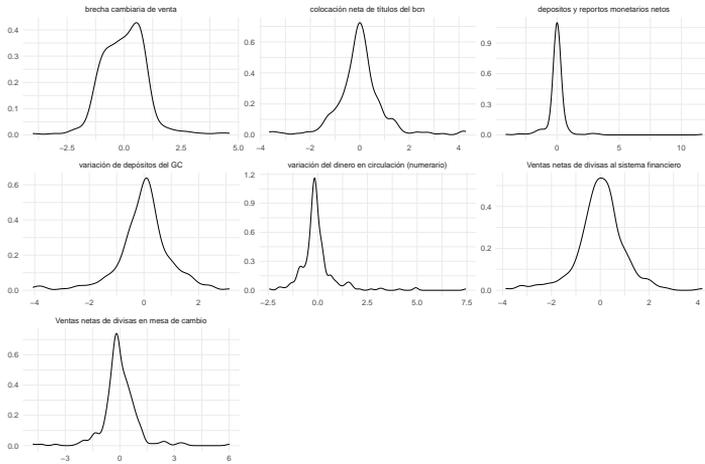
**URL:** <https://books.google.com.ni/books?id=TBRWtAEACAAJ>

Treminio, J. (2014), Factores macroeconómicos que afectan el traspaso cambiario a precios, Technical Report DT 048, Documentos de Trabajo.

Treminio, J. (2021), Reducciones del deslizamiento cambiario y la inflación doméstica en nicaragua, Technical Report DT 080, Documento de Trabajo.

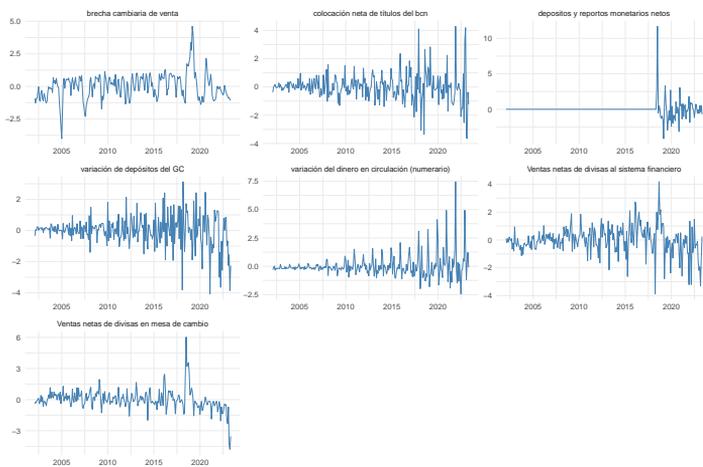
## A. Anexos

FIGURA A1: Densidades de los factores internos  
(valores estandarizados)



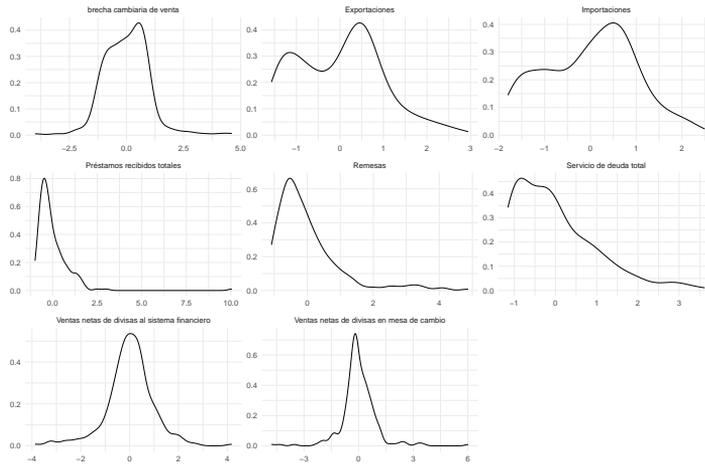
Fuente: Elaboración propia con base en datos del BCN.

FIGURA A2: Evolución temporal de los factores internos  
(millones de córdobas y porcentaje)



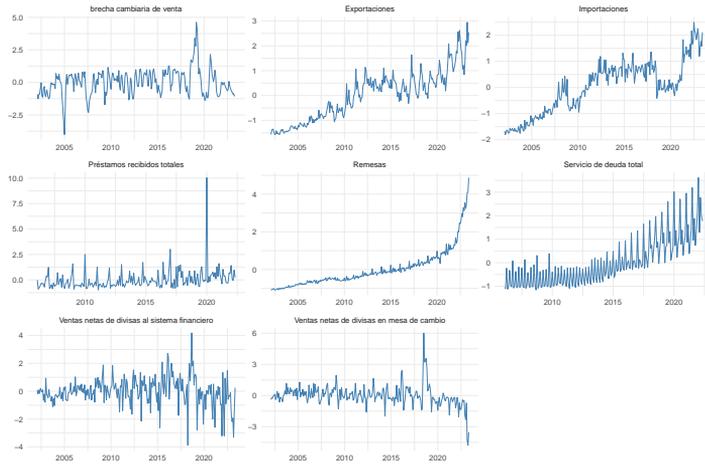
Fuente: Elaboración propia con base en datos del BCN.

FIGURA A3: Densidades de los factores externos  
(desviaciones estándar)



Fuente: Elaboración propia con base en datos del BCN.

FIGURA A4: Evolución temporal de los factores externos  
(millones de córdobas y porcentaje)



Fuente: Elaboración propia con base en datos del BCN.



# Transmisión de tasas de interés externas al mercado de depósitos bancarios en Nicaragua

Christian Bejarano Chavarría\*

## Resumen

En este documento se analiza la transmisión de tasas de interés internacionales al mercado de depósitos bancarios en Nicaragua, mediante la estimación de un modelo de Vectores Autorregresivos Estructurales (SVAR) cuyos *shocks* estructurales se identifican mediante restricciones de signo, usando datos correspondientes al período comprendido entre enero de 2003 y agosto de 2024. Los resultados sugieren que las tasas de interés pasivas nacionales y el crecimiento de los depósitos no reaccionan en el corto plazo a cambios en las tasas de interés de política monetaria de la FED. En el mediano plazo se observa un traspaso significativo a las tasas de interés pasivas, pero este es limitado y se reduce de manera importante al utilizar una muestra de datos más reciente. Estos resultados son coherentes con la hipótesis de que la elasticidad precio de la oferta de depósitos es baja, y de que los depositantes priorizan factores como la liquidez por encima de las tasas de interés.

**Palabras Clave:** Tasas de interés, Política Monetaria, Sistema Bancario.

**Códigos JEL:** C32, E43, E44.

---

\* El autor pertenece a la Gerencia de Análisis Financiero del Banco Central de Nicaragua. El contenido de este documento es de exclusiva responsabilidad del autor y no representa la posición oficial del Banco Central de Nicaragua. Para comentarios y/o sugerencias contactarse al correo: cbejarano@bcn.gob.ni

## 1. Introducción

Durante 2022, los principales bancos centrales del mundo aumentaron sus tasas de interés de política monetaria en un esfuerzo por controlar la inflación. Entre diciembre de 2021 y julio de 2023, la Reserva Federal de Estados Unidos (FED) incrementó sus tasas de interés en diez ocasiones, pasando de 0.25 a 5.25 por ciento. De manera similar, el Banco Central Europeo (BCE) comenzó los aumentos en julio de 2022, llevando sus tasas desde niveles cercanos a 0 hasta alcanzar 4.50 por ciento en septiembre de 2023.

La evidencia empírica muestra que el incremento de tasas de política monetaria en Estados Unidos tiene un efecto negativo sobre su economía (Caldara & Herbst 2019, Jarociński & Karadi 2020) y que este se transmite internacionalmente a través de diferentes canales, principalmente el comercial y financiero (Cesa-Bianchi & Sokol 2022, Degaspero et al. 2020).

En este documento se analiza la transmisión de tasas de interés internacionales al mercado de depósitos bancarios en Nicaragua; tema particularmente relevante porque estos representan la principal fuente de financiamiento del Sistema Bancario (SB) y una de las principales funciones del Banco Central de Nicaragua (BCN) es “promover el buen funcionamiento y la estabilidad del Sistema Financiero”.

Previamente, Clevy (2015) estimó con datos de 1999 a 2013 que un incremento permanente de 100 puntos base en la tasa LIBOR se traduce en un aumento de hasta 51.9 puntos base en la tasa de interés pasiva implícita a largo plazo. Sin embargo, entre 2021 y 2024 la tasa implícita en Nicaragua se ha mantenido prácticamente invariante a pesar del aumento de tasas de interés internacionales, mientras que los depósitos del público registran un crecimiento sostenido.

En este caso, utilizando datos para el período 2003-2024, se estima un modelo de Vectores Autorregresivos Estructurales (SVAR) con dos economías separadas por un bloque exógeno. Mediante restricciones de signo, se identifican *shocks* externos que generan variaciones en la tasa de política monetaria de Estados Unidos.

Los resultados indican que las tasas de interés pasivas nacionales no reaccionan en el corto plazo a los *shocks* externos considerados y que, si bien aumentan con rezago, el traspaso es limitado. Se estima que un incremento persistente de hasta 100 puntos base en la tasa de interés de la Reserva Federal debido a un *shock* de demanda se traduce en un aumento de hasta 44 puntos base

en la tasa de los Certificados de Depósitos a Plazo (CDP) a 1 año y de 25 puntos base en la tasa implícita.

Cuando se considera un período más reciente, como el de 2011-2024, los coeficientes de traspaso disminuyen de forma notable, llegando incluso a no ser estadísticamente significativos en el caso de la tasa implícita. Además, los resultados en general sugieren que el crecimiento de los depósitos del público es insensible a variaciones en las tasas de interés externa. Esto es consistente con la hipótesis de que la elasticidad precio de la oferta de depósitos es baja y que otros factores, como la liquidez, tienen un mayor peso relativo.

El documento se estructura de la siguiente manera: en la sección 2 se revisa la literatura relevante; en la sección 3 se presentan hechos estilizados del mercado de depósitos nicaragüense; en la sección 4 se describen el método y los datos utilizados. En las secciones 5 y 6 se presentan y discuten los resultados obtenidos. Finalmente, en la sección 7 se presentan las conclusiones del estudio.

## 2. Revisión de literatura

### 2.1. Identificación de *shocks* macroeconómicos que afectan las tasas de interés internacionales

Una de las preguntas empíricas más estudiadas en la literatura macroeconómica es cuál es el efecto de la política monetaria en la economía; sin embargo, la estimación de un efecto causal es un reto metodológico debido a la naturaleza endógena de la política monetaria y su respuesta a otros *shocks*. En esta línea, [Ramey \(2016\)](#) presenta una revisión exhaustiva de estrategias de identificación de *shocks* macroeconómicos y la estimación de su propagación en la economía, dedicando un capítulo entero a la identificación de *shocks* de política monetaria.

El autor define un *shock* macroeconómico como una “fuerza exógena primitiva que afecta a la economía”, que se caracteriza por: (i) ser no anticipado, (ii) tener un efecto causal en la economía y (iii) ser independiente de otros *shocks*. Bajo esta definición, [Ramey \(2016\)](#) argumenta que no se tiene una buena definición de “*shock* de política monetaria” debido a que la política monetaria típicamente está guiada por una regla.

[Romer & Romer \(1989\)](#) a partir de las actas del Comité Federal de Mercado Abierto (FOMC por sus siglas en inglés) identificaron las fechas en las

que la Reserva Federal “intentó ejercer una influencia contractiva sobre la economía para reducir la inflación”. Encontraron que la producción industrial disminuía significativamente después de una de estas fechas y su indicador fue rápidamente aceptado como un indicador de perturbaciones de la política monetaria.

Sin embargo, Shapiro & Watson (1988) y Leeper (1997) argumentaron que el método narrativo utilizado por Romer & Romer (1989) no separaba adecuadamente las perturbaciones exógenas de la política monetaria, pues esta variable ficticia era predecible a partir de valores retardados de la producción (o el desempleo) y la inflación.

Otros investigadores utilizaron información sobre los procedimientos operativos de la autoridad monetaria para especificar la función de política y, de esta manera, identificar desviaciones respecto a dicha regla (Ramey 2016). Por ejemplo, Christiano et al. (1999) popularizaron el “supuesto de recursividad” en el contexto de un modelo SVAR con descomposición de Cholesky. Este supuesto implica que la política monetaria reacciona contemporáneamente a variables como la producción y los precios, pero que estas variables responden a la política monetaria con cierto rezago.

El principal resultado de Christiano et al. (1999) fue que un *shock* contractivo de política monetaria tiene efectos negativos significativos sobre la producción. Autores como Coibion (2012) encuentran resultados similares; sin embargo, la robustez de estos hallazgos se debilita considerablemente cuando se utilizan muestras del período conocido como la Gran Moderación, el cual se extiende desde mediados de los años 80 hasta la crisis financiera de 2008 y se caracteriza por una baja volatilidad en el ciclo económico.

Ramey (2016) y Boivin et al. (2010) realizaron una serie de estimaciones para este período y encontraron que los resultados previos no se sostienen, llegando incluso a observar que un *shock* de política monetaria tiene un efecto expansivo, especialmente en las especificaciones en las que se relaja el supuesto de recursividad.

Caldara & Herbst (2019) muestran que esta falta de robustez puede asociarse a la presencia de una fuerte respuesta sistemática de la política monetaria a las condiciones financieras, y que no considerar esta reacción endógena induce una atenuación en la respuesta de todas las variables a los *shocks* monetarios. Caldara & Herbst (2019), Jarociński & Karadi (2020) y Gertler & Karadi (2015) controlan esta respuesta endógena a las condiciones financieras mediante la estimación de Proxy SVAR y encuentran un efecto económico considerablemente adverso de los endurecimientos de la política monetaria.

En síntesis, existe evidencia de que un *shock* de política monetaria en Estados Unidos tiene efectos contractivos sobre su economía, pero la literatura también advierte que identificar este tipo de *shocks* es complejo, debido a que son poco frecuentes porque la Reserva Federal suele reaccionar a otros eventos en su economía.

## 2.2. Transmisión Internacional

La influencia de la política monetaria de Estados Unidos en la economía global ha sido ampliamente estudiada debido a su papel central en los mercados financieros internacionales y en el comercio mundial. Por ejemplo, [Iacoviello & Navarro \(2019\)](#), utilizando un panel de 50 economías, encuentran que en respuesta a un endurecimiento monetario en Estados Unidos, el PIB en las economías extranjeras se reduce casi tanto como en Estados Unidos, con una mayor contracción en las economías emergentes que en las avanzadas.

De manera similar, [Cesa-Bianchi & Sokol \(2022\)](#) y [Degasperis et al. \(2020\)](#) analizan la transmisión de los *shocks* monetarios de Estados Unidos hacia otros países mediante el uso de modelos VAR y técnicas de identificación de alta frecuencia. Sus estudios muestran que los *shocks* de política de EE. UU. provocan efectos de contagio significativos, tanto reales como nominales, que impactan tanto a economías avanzadas como a mercados emergentes.

Según [Iacoviello & Navarro \(2019\)](#), los modelos de transmisión internacional de tasas de interés típicamente enfatizan los canales de tipo de cambio, comerciales y financieros como los determinantes clave de la respuesta de las economías extranjeras a los cambios en las tasas de interés en otro país. En este documento se analiza específicamente la transmisión a través de canales financieros.

[Rey \(2015\)](#) y [Miranda-Agrippino & Rey \(2020\)](#) argumentan que existe un ciclo financiero global que determina la evolución de los precios de los activos y los flujos de capital, y que uno de los principales determinantes de este ciclo es la política monetaria de Estados Unidos, la cual afecta el apalancamiento de los bancos globales, los flujos de capital y el crecimiento del crédito a nivel internacional.

De manera teórica, el modelo Mundell-Fleming ([Mundell 1963](#), [Fleming 1962](#)) analiza el comportamiento de una economía abierta integrando los mercados de bienes, dinero y divisas, destacando las interacciones entre política monetaria y movilidad de capital. Según este modelo, en un régimen de tipo de cambio fijo los bancos centrales deben ajustar sus tasas de interés para

mantener la paridad cambiaria frente a cambios en las tasas internacionales.

Frankel et al. (2004) utilizando una amplia muestra de economías en desarrollo e industrializadas durante el período 1970–1999 analiza si la elección del régimen cambiario afecta la sensibilidad de las tasas de interés locales frente a las internacionales. Sus estimaciones dinámicas muestran que en el corto plazo las tasas de interés de los países con regímenes más flexibles se ajustan más lentamente a los cambios en las tasas internacionales, lo que implica cierta capacidad de independencia monetaria.

Posterior al modelo Mundell-Fleming, se desarrolló el marco teórico de la Paridad de Tasas de Interés Ajustada por Riesgo (*RAUIP*, por sus siglas en inglés), que introduce el concepto de una prima de riesgo para reflejar las compensaciones adicionales que los inversionistas exigen por mantener activos en monedas que consideran más riesgosas.

### 2.3. Paridad de Tasas de Interés Ajustada por Riesgo

La Paridad de Tasas de Interés Ajustada por Riesgo establece que:

$$i_t = i_t^* + \mathbb{E}_t \left( \frac{S_{t+1} - S_t}{S_t} \right) + \rho_t$$

donde  $i_t$  es la tasa de interés doméstica,  $i_t^*$  es la tasa de interés extranjera,  $\mathbb{E}_t \left( \frac{S_{t+1} - S_t}{S_t} \right)$  representa la depreciación esperada del tipo de cambio y  $\rho_t$  es la prima de riesgo asociada a la inversión en la moneda doméstica.

El ajuste por prima de riesgo surge de los trabajos iniciales de Frankel (1982), quien incorporó este elemento en la UIP al observar que los diferenciales de tasas de interés no siempre podían ser explicados por expectativas de tipos de cambio. Según Frankel, la prima de riesgo puede derivarse de factores como la incertidumbre en políticas monetarias, restricciones de mercado y aversión al riesgo de los inversionistas.

Autores como Engel (1996) y Fama (1984) ampliaron la discusión al argumentar que las primas de riesgo no solo son significativas, sino que pueden ser determinantes en mercados emergentes donde los *shocks* de tipo de cambio son más frecuentes y los mercados menos líquidos.

En términos empíricos, Chinn & Frankel (1994) demostraron que las primas de riesgo juegan un papel clave en economías abiertas con regímenes cambiarios flotantes, especialmente cuando los inversionistas perciben riesgos asociados a

desequilibrios macroeconómicos. [Baillie & Bollerslev \(2000\)](#) analizaron datos de series temporales de monedas principales y concluyeron que las primas de riesgo explican gran parte de las desviaciones de la UIP en el corto plazo.

Sin embargo, estudios como [Afat & Frömmel \(2021\)](#) estiman mediante datos panel que la UIP no se sostiene empíricamente en la mayoría de los casos, incluso luego de incluir una prima de riesgo variable, representada por los swaps de incumplimiento crediticio soberano (CDS, por sus siglas en inglés). Estos hallazgos sugieren que las desviaciones de la UIP no pueden atribuirse únicamente a una prima de riesgo variable en el tiempo.

En esta línea, [Fama \(1984\)](#) identificaron que el diferencial de tasas de interés no predice consistentemente los movimientos del tipo de cambio y, en algunos casos, la relación observada es incluso negativa, contradiciendo las predicciones teóricas. En economías emergentes, [Bansal & Dahlquist \(2000\)](#) mostraron que las desviaciones son más pronunciadas debido a factores como la alta volatilidad del tipo de cambio, la percepción de riesgo país y las restricciones en la movilidad de capital.

Además, las barreras a la movilidad de capitales, como controles cambiarios y costos de transacción, limitan el arbitraje necesario para que la UIP se cumpla ([Engel & Hamilton 1990](#)) y ([Klein & Shambaugh 2008](#)). Estas restricciones son particularmente relevantes en economías con políticas monetarias restrictivas o regímenes cambiarios rígidos ([Obstfeld & Taylor 2004](#), [Reinhart & Rogoff 2004](#)).

La mayoría de documentos comparan tasas de interés de instrumentos de deuda soberana o de deuda corporativa (véase por ejemplo [Cesa-Bianchi & Sokol \(2022\)](#) o [Edwards \(2010\)](#)), pero se hace poco énfasis en tasas de interés de depósitos bancarios. En esta línea, se puede destacar a [Swiston \(2011\)](#) y [Mosquera \(2023\)](#) que analizan esta transmisión en Centroamérica, Ecuador y Panamá. Los autores estiman que en todos estos países el traspaso a tasas pasivas no es completo en el largo plazo, a pesar de ser países dolarizados.

Específicamente, [Swiston \(2011\)](#) emplea un modelo de Rezagos Distribuidos Autorregresivos (ARDL, por sus siglas en inglés) y encuentra que, para Centroamérica en el período 2001-2010, el *pass-through* promedio hacia tasas de interés pasivas de CDP a 180 días es cercano a 0.5. Adicionalmente, el autor encuentra que este coeficiente es ligeramente inferior en comparación con Panamá (alrededor de 0.7) y mayor que el de Ecuador (aproximadamente 0.36).

Por su parte, [Mosquera \(2023\)](#) estima para Panamá, con datos del período

2005-2023, que el *pass-through* hacia las tasas de interés pasivas es significativo pero incompleto y que disminuye con el plazo de los depósitos. Para depósitos de 1 a 3 meses, los coeficientes son 0.73 y 0.76, respectivamente, mientras que para depósitos de 6 meses a 1 año, el coeficiente se reduce a 0.54 y 0.44. Esto sugiere una mayor transmisión en el corto plazo, que se debilita conforme aumenta el horizonte del depósito.

## 2.4. Estudios para Nicaragua

Para el caso de Nicaragua, existe poca literatura que examine los efectos de los aumentos en las tasas de interés externas sobre variables nacionales. En cuanto a su efecto en variables macroeconómicas, destacan los estudios de López & Treminio (2017) y Mendieta (2020).

López & Treminio (2017) utilizan un modelo macroeconómico de corto plazo (2006-2016) para analizar el efecto de *shocks* externos en las principales variables macroeconómicas. Encuentran que un aumento en las tasas de interés de la FED reduce levemente el crecimiento económico y afecta significativamente la acumulación de reservas internacionales. Estos resultados dependen de un modelo que asume, de forma implícita, la ausencia de retroalimentación entre variables externas.

Por su parte, Mendieta (2020) cuantifica la sensibilidad del crecimiento económico y de la tasa de inflación ante *shocks* internos y externos, mediante un modelo VAR bayesiano con restricciones de corto plazo. Sus estimaciones sugieren que un incremento en las tasas de interés internacionales puede llevar a un mayor crecimiento económico en Nicaragua.

Entre los factores que explican este resultado, el autor destaca que la política monetaria de EE. UU. es más contractiva cuando la economía presenta condiciones de sobrecalentamiento, lo que sugiere que el efecto estimado no corresponde a un *shock* exógeno de política monetaria, sino que está contaminado por la respuesta a otros *shocks* que incrementan el producto.

El estudio más cercano a la pregunta abordada en este documento es el de Clevy (2015), que estima la magnitud y velocidad de ajuste de la tasa de interés pasiva implícita ante cambios en la tasa LIBOR<sup>1</sup> y la tasa del Banco Central de Nicaragua (BCN). El autor concluye que, en el corto plazo, el traspaso de tasas externas es limitado, y que en el largo plazo, la transmisión no es completa.

---

<sup>1</sup>London InterBank Offered Rate.

Según los resultados de Clevy (2015), un incremento permanente de 100 puntos base en la tasa LIBOR se traduce en un aumento de hasta 51.9 puntos base en la tasa de interés pasiva implícita en el largo plazo; además, sus resultados sugieren que una mayor concentración de mercado reduce el traspaso de tasas.

No obstante, sus estimaciones enfrentan limitaciones relacionadas con la muestra de datos. En primer lugar, como advierte el autor, podría haber sesgo de selección al estimar el modelo únicamente con instituciones que sobrevivieron a la crisis bancaria de 2001, especialmente porque algunas absorbieron a las que entraron en liquidación.

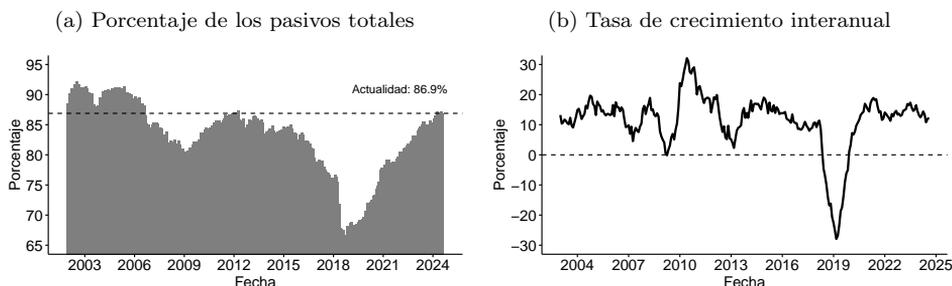
En segundo lugar, durante el período analizado se desarrolló la Iniciativa para los Países Pobres Altamente Endeudados (HIPC, por sus siglas en inglés), que pudo haber reducido las tasas de interés pasivas al disminuir el riesgo país (véase Anexo A.1 para más detalles) mientras la tasa LIBOR también se ajustaba a la baja.

### 3. Hechos Estilizados

#### 3.1. Caracterización de los depósitos del público en el Sistema Bancario

Los depósitos del público son la principal fuente de financiamiento del Sistema Bancario, representando en la actualidad el 86.9 por ciento del total de sus pasivos, un nivel que solo fue superado durante el período comprendido entre 2002 y 2005. (Véase figura 1a).

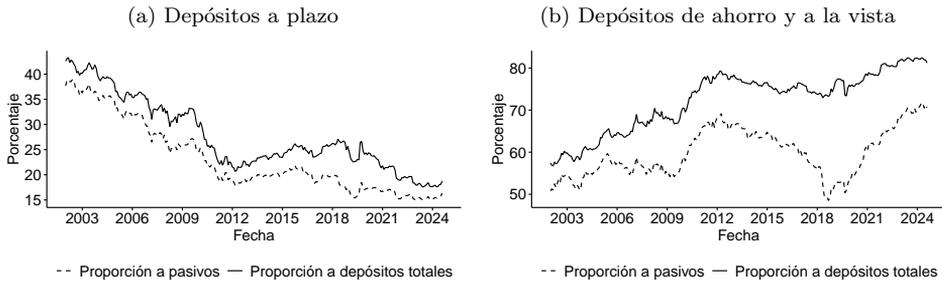
FIGURA 1: Evolución de los depósitos del público



Fuente: Elaboración propia con datos del BCN.

En contraste, registraron su menor participación durante los eventos sociopolíticos de 2018, período en el que los depósitos del público presentaron una contracción significativa. Desde entonces, las obligaciones con el público han incrementado de manera sostenida a tasas de crecimiento interanual de dos dígitos.

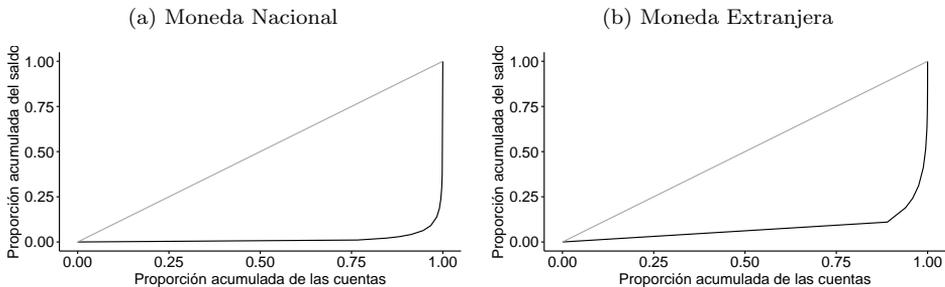
FIGURA 2: Evolución de los depósitos del público por modalidad



Fuente: Elaboración propia con datos del BCN.

Los depósitos del público se caracterizan por una significativa dolarización financiera, que actualmente alcanza el 68.8 por ciento. Además, la participación de los certificados a plazo ha disminuido de manera notable, favoreciendo una mayor concentración en depósitos de ahorro y a la vista (véase figura 2a). Entre 2002 y 2012, los depósitos a plazo pasaron de representar más del 40 por ciento de los depósitos totales a cerca del 20 por ciento. De forma similar, entre 2018 y 2023, su participación se redujo de 25.6 a 17.7 por ciento.

FIGURA 3: Curva de Lorenz de depósitos del público



Nota: Datos al mes de Septiembre 2024.

Fuente: Elaboración propia con datos de la SIBOIF.

La estratificación de depósitos por monto evidencia una marcada desigualdad en la distribución del saldo por cuenta. Mientras que una gran cantidad de cuentas poseen saldos bajos, la mayor parte del saldo total de depósitos en el Sistema Bancario se concentra en un reducido número de cuentas (véase figura 3). Asimismo, se observa que el mayor uso de depósitos a plazo y a la vista es una característica transversal a todos los estratos, aunque más marcado en las cuentas de menor denominación (véase tabla 1).

TABLA 1: Estratificación de depósitos del público en el SB por moneda y tipo de depósito

		Moneda Nacional			Moneda Extranjera		
		Hasta 50 mil C\$	Más de 50 mil C\$	Subtotal	Hasta 5 mil US\$	Más de 5 mil US\$	Subtotal
A la vista y de ahorro	Cantidad	1,302,438	72,688	1,375,126	849,741	88,388	938,129
	Saldo	4,610.0	66,644.5	71,254.5	457.6	2,784.0	3,241.6
A plazo	Cantidad	569	1,475	2,044	9,612	18,009	27,621
	Saldo	20.7	2,186.1	2,206.8	27.2	1,135.9	1,163.1
Total	Cantidad	1,303,007	74,163	1,377,170	859,353	106,397	985,750
	Saldo	4,630.7	68,650.6	73,281.3	484.8	3,919.9	4,404.7

Nota: Cantidad en número de cuentas, Saldo en millones de la moneda correspondiente. Datos al mes de septiembre 2024.

Fuente: Elaboración propia con datos de SIBOIF.

Al mes de septiembre de 2024 se registran aproximadamente 1.38 millones de cuentas bancarias denominadas en moneda nacional. De estas, solo 74.1 mil (5.4%) presentan un saldo superior a 50 mil córdobas, y apenas 2 mil (0.1%) corresponden a depósitos a plazo. Adicionalmente, del saldo total de depósitos en moneda nacional, el 93.7% se concentra en cuentas con saldos mayores a 50 mil córdobas, pero únicamente el 3.0% corresponde a depósitos a plazo.

En moneda extranjera, de las 986 mil cuentas bancarias, 859.4 mil (89.0%) tienen saldos inferiores a 5 mil dólares<sup>2</sup>, de las cuales solo 9,612 corresponden a depósitos a plazo. Por otro lado, de las 106.4 mil cuentas con saldos superiores a 5 mil dólares, 88.4 mil (83%) son depósitos a la vista y de ahorro, los cuales concentran el 72 por ciento del saldo total de este subgrupo.

Finalmente, el balance sectorial del Sistema Bancario (tabla 2) muestra que casi la totalidad de los depósitos pertenece a residentes (principalmente hogares y empresas). Esto sugiere que los depósitos en el SB no están expuestos a flujos de capital provenientes del exterior en búsqueda de rendimiento.

<sup>2</sup>Este es el menor estrato que publica la SIBOIF.

TABLA 2: Balance sectorial de depósitos del SB

Etiquetas de fila	A la vista y de ahorro	A Plazo	Total
Residentes	199,813.33	51,457.00	251,270.33
Sociedades no Financieras (Empresas)	73,633.28	11,640.33	85,273.61
Otros del Sector Privado (Hogares)	95,858.26	26,892.11	122,750.36
Sociedades Financieras	3,322.21	6,251.14	9,573.35
Gobierno General	26,999.58	6,673.41	33,672.99
No residentes	458.60	641.98	1,100.56
<b>Total general</b>	<b>200,271.93</b>	<b>52,098.98</b>	<b>252,370.89</b>

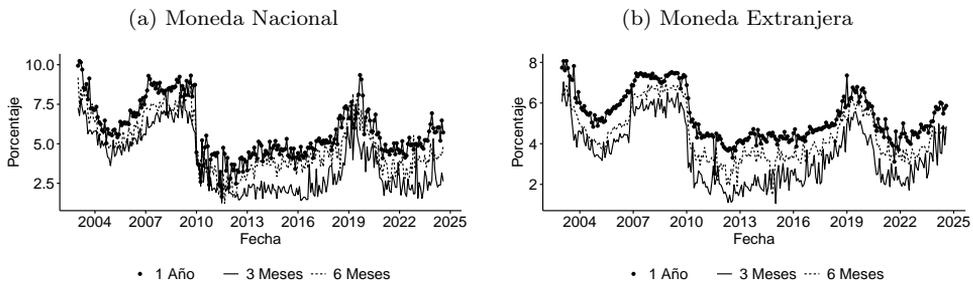
Nota: En todo el documento se analizan obligaciones con el público, pero el balance sectorial considera bajo el concepto de depósitos aquellos depósitos pertenecientes a instituciones financieras y organismos internacionales, por lo que esta cifra es diferente (superior) a las reportadas en el resto del documento. Cifras al mes de agosto 2024 y expresadas en millones de córdobas.

Fuente: Elaboración propia con datos de BCN.

### 3.2. Caracterización de tasas de interés pasivas

La tasa de interés pasiva promedio ponderado publicada por el BCN corresponde a la tasa de interés de “colocaciones de depósitos”, ponderando por los montos colocados en cada mes por cada institución. En general, se observa que las tasas de CDP exhiben un comportamiento muy similar sin importar el plazo y la moneda (véase figura 4).

FIGURA 4: Tasas de interés pasivas promedio ponderado de CDP



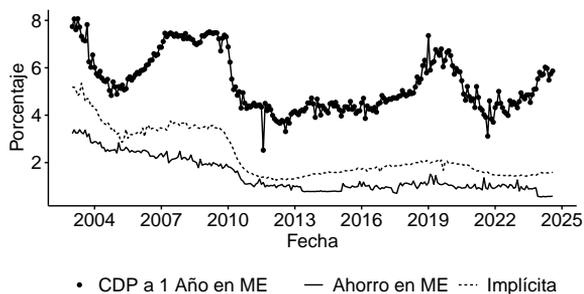
Fuente: Elaboración propia con datos del BCN.

Durante 2010 estas reflejaron un importante ajuste a la baja y se mantuvieron estables hasta 2018, período en el que el Sistema Bancario incrementó sus tasas de CDP con el objetivo de aminorar los retiros de depósitos derivados de los eventos sociopolíticos. Posteriormente, en 2021 las tasas de interés se normalizaron y desde 2023 exhiben una leve tendencia al alza.

No obstante, a septiembre de 2024 los depósitos a plazo representan solamente

el 18.8% del total de depósitos y la tasa de interés de “colocaciones” de ahorro se ha mantenido sin variaciones significativas desde 2011 (véase figura 5). Esto implicaría que las tasas de interés promedio ponderado no capturan apropiadamente el coste financiero de los depósitos.

FIGURA 5: Comparativo de tasas de interés pasivas



Fuente: Elaboración propia con datos del BCN.

Una medición alternativa es la tasa implícita, la cual relaciona el gasto financiero efectivo por depósitos con el saldo total de los mismos. Al contrastar la tasa implícita con las tasas promedio ponderado (véase figura 5), se puede identificar que esta tiene mayor similitud con la tasa de ahorro, excepto para el período previo a 2011, en el que los CDP tenían una mayor representatividad.

En este sentido, la tasa implícita es más apropiada para medir el coste financiero del Sistema Bancario. No obstante, esta serie tiene como desventaja que presenta una mayor inercia en comparación con las tasas promedio ponderadas, ya que incorpora el costo de todos los depósitos colocados hasta el momento de su medición. Adicionalmente, esta tasa depende de la composición de depósitos, que ha cambiado a lo largo del tiempo.

## 4. Método

La estrategia empírica consiste en estimar un modelo de Vectores Autorregresivos Estructural (SVAR, por sus siglas en inglés), que incluye a dos economías (Estados Unidos y Nicaragua) separadas por un bloque exógeno y cuyos *shocks* estructurales son identificados a través de restricciones de signo siguiendo la literatura pertinente. En esta sección se brinda un mayor detalle del modelo, los datos y la estrategia de identificación a implementar.

#### 4.1. Modelo de SVAR dos países

Un modelo SVAR de dos economías puede ser escrito de la siguiente manera:

$$\begin{bmatrix} Y_t^{US} \\ Y_t^{NI} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Phi_{US}^{US}(L) & \Phi_{NI}^{US}(L) \\ \Phi_{US}^{NI}(L) & \Phi_{NI}^{NI}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{t-1}^{US} \\ Y_{t-1}^{NI} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} B_{US}^{US} & B_{NI}^{US} \\ B_{US}^{NI} & B_{NI}^{NI} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_t^{US} \\ \epsilon_t^{NI} \end{bmatrix} \quad (1)$$

Donde  $Y_t^i$  es un vector de  $n_i$  variables endógenas en el período  $t$  para el país  $i$ , mientras que  $\epsilon_t^i$  es un vector de  $n_i$  *shocks* estructurales en la economía  $i$  que no son observables. Las matrices  $\Phi_i^j$  y  $B_i^j$ , ambas de dimensiones  $n_j * n_i$ , contienen coeficientes que determinan cómo la economía  $i$  afecta a la economía  $j$ , tanto de manera contemporánea ( $B_i^j$ ) como rezagada ( $\Phi_i^j$ ). Considerando que Nicaragua es una economía pequeña y abierta, se impone un bloque exógeno contemporáneo ( $B_{NI}^{US} = 0$ ) y rezagado ( $\Phi_{NI}^{US}(L) = 0$ ) para eliminar cualquier efecto del país local sobre el externo.

#### 4.2. Datos

Para el caso de Estados Unidos (vector  $Y_t^{US}$ ) se utiliza la tasa de rendimiento a 1 año de los bonos del tesoro (como indicador de política monetaria), la tasa de variación interanual del índice de precios al consumidor y la tasa de desempleo. Por su parte, para el caso de Nicaragua (vector  $Y_t^{NI}$ ) se considera el crecimiento interanual de depósitos bancarios totales, la tasa de interés promedio ponderado de CDP en Moneda Extranjera (ME) a 1 año y la tasa de interés implícita de depósitos.

Finalmente, la muestra de datos comprende el período enero 2003 hasta agosto 2024, evitando así, la crisis bancaria del 2000 y mitigando el potencial efecto sobre las tasas nacionales de la Iniciativa HIPC. Las series de Estados Unidos fueron extraídas de la Reserva Federal de St. Louis (FRED por sus siglas en inglés) y las de Nicaragua provienen del BCN.

#### 4.3. Estrategia de identificación: Restricciones de Signo

La ecuación 1 no puede ser estimada de manera directa debido a que los *shocks* estructurales no son observables. En cambio, se estima una versión reducida del modelo en la que los errores de estimación ( $\mu_t^i$ ) se asocian a los *shocks* estructurales de la siguiente manera:

$$\begin{bmatrix} \mu_t^{US} \\ \mu_t^{NI} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B_{US}^{US} & 0 \\ B_{US}^{NI} & B_{NI}^{NI} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_t^{US} \\ \epsilon_t^{NI} \end{bmatrix} \quad (2)$$

Se identifican 2 *shocks* externos que generan variaciones en las tasas de interés externas mediante restricciones de signo sobre la matriz  $B_{US}^{US}$ : uno endógeno en el que la FED reacciona a cambios en la demanda agregada y uno exógeno en el que el ajuste de tasas no se debe a condiciones internas de su economía, sino por objetivos estratégicos o *shocks* externos. Las restricciones a considerar se basan en los resultados de estudios como Cesa-Bianchi & Sokol (2022), Jarociński & Karadi (2020) o Gertler & Karadi (2015).

Específicamente, el *shock* endógeno se caracteriza por una expansión de la demanda agregada, lo que provoca una reducción en el desempleo y un aumento en la inflación. Estas condiciones llevan a la FED a incrementar la tasa de política monetaria como respuesta para contener el desequilibrio en la demanda. Por otro lado, el *shock* exógeno de política monetaria se define por un aumento en la tasa de interés externa, que resulta en un incremento en el desempleo y una disminución en la inflación.

TABLA 3: Restricciones de signo de *shocks* externos

	Endógeno	Exógeno
Desempleo ( $u$ )	-	+
Inflación ( $\pi$ )	+	-
Tasa de política ( $i^m$ )	+	+
Crecimiento de depósitos	SR	SR
Tasa de CDP	SR	SR
Tasa pasiva implícita	SR	SR

Nota: SR = Sin Restricción.

Fuente: Elaboración propia.

Este documento tiene como objetivo analizar el efecto de *shocks* externos en el mercado de depósitos bancarios en Nicaragua, por tanto, no se restringe la reacción de las variables nacionales (matriz  $B_{US}^{NI}$ ). La tabla 3 resume las restricciones de identificación de los *shocks* externos. Finalmente, la matriz de *shocks* internos ( $B_{NI}^{NI}$ ) se identifica mediante una descomposición de Cholesky y se agrupa bajo el término de *shock* “Local” por simplicidad.

Se debe señalar que estas restricciones corresponden a una versión simplificada

respecto a Cesa-Bianchi & Sokol (2022), Jarociński & Karadi (2020) o Gertler & Karadi (2015). Por ejemplo, Cesa-Bianchi & Sokol (2022) discuten que la reacción de la actividad económica y de la inflación ante un *shock* de demanda y financiero es muy similar, pero que la naturaleza del *shock* es distinta debido a la reacción de los spreads de tasas de interés.

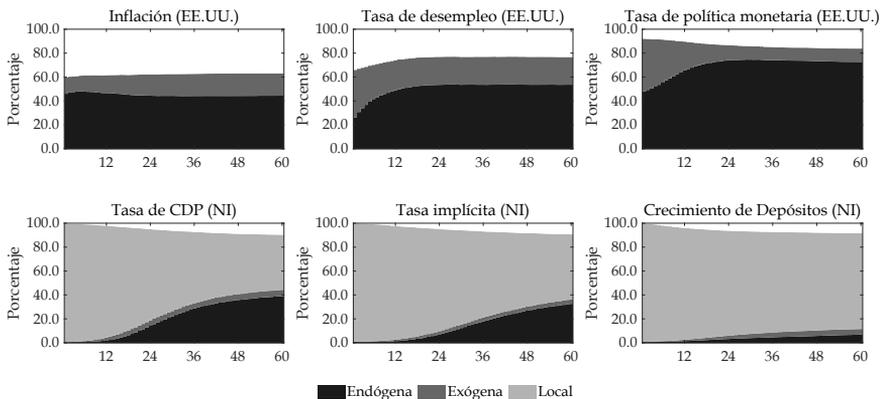
De manera similar, Jarociński & Karadi (2020) señalan que existen *shocks* de información provenientes de la FED, como perspectivas a futuro de la economía, que pueden tener efectos similares a un *shock* de demanda. En este documento no se hace hincapié en qué generó este ajuste en la demanda agregada, solamente se pretende distinguir decisiones de política monetaria exógenas y endógenas por parte de la FED.

## 5. Resultados

### 5.1. Importancia de las tasas externas a la dinámica del mercado de depósitos nacionales

En esta sección se presentan los resultados del modelo, comenzando con la Descomposición de la Varianza del Error de Pronóstico (FEVD por sus siglas en inglés). Esta permite identificar la contribución relativa de cada *shock* estructural a la variabilidad de las variables endógenas, como se muestra en la figura 6.

FIGURA 6: Descomposición de la Varianza del Error de Pronóstico



Nota: Eje horizontal medido en meses.

Fuente: Elaboración propia.

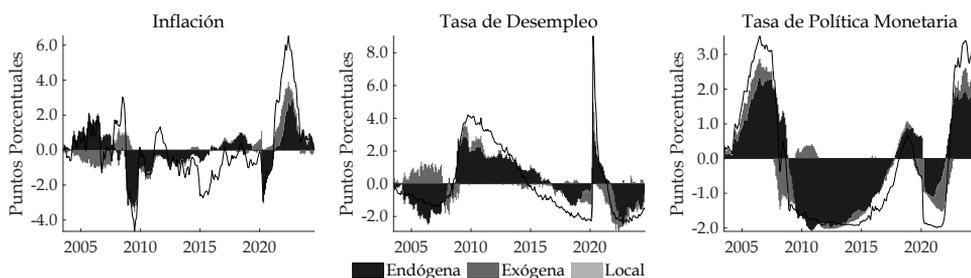
Las estimaciones indican que los *shocks* que generan una respuesta endógena en la tasa de interés de la FED explican más del 70 por ciento de su varianza total. En contraste, los aumentos exógenos tienen menor relevancia, representando cerca del 12 por ciento de la varianza.

La FEVD sugiere que, en el corto plazo, la varianza de las tasas de interés nacionales y del crecimiento de los depósitos se explica casi exclusivamente por *shocks* internos. A partir del primer año, los incrementos endógenos en las tasas externas comienzan a influir en las tasas nacionales, destacando su efecto en la tasa de CDP. Después de cinco años, este *shock* representa el 40 por ciento de la varianza de la tasa de CDP y el 32 por ciento de la varianza de la tasa implícita. En contraste, la influencia de las tasas externas sobre el crecimiento de los depósitos no es significativa en ningún horizonte temporal.

Por otra parte, en las figuras 7 y 8 se presenta la Descomposición Histórica de *shocks*, que permite identificar la contribución relativa de cada *shock*, pero en la evolución de las series a lo largo del tiempo. De manera similar a las FEVD, estas reflejan que la mayoría de cambios en la tasa de política monetaria externa corresponden a respuestas endógenas ante *shocks* a la demanda.

Por ejemplo, durante la crisis financiera de 2008 la tasa de desempleo en Estados Unidos pasó de 5% en diciembre de 2007 a 10% en octubre de 2009, mientras que la inflación pasó de 4.1% a -2.1% en septiembre de 2009. En respuesta a la crisis, la FED redujo drásticamente sus tasas de interés, llevándolas a un rango de 0-0.25% en diciembre de 2008, y lanzó una serie de programas de estímulo económico para apoyar la recuperación.

FIGURA 7: Descomposición Histórica de series de EE.UU.



Nota: Medido como puntos porcentuales de desvío respecto al promedio muestral.  
Fuente: Elaboración propia.

Por su parte, en 2020 la pandemia del coronavirus llevó a la interrupción abrupta de la actividad económica mundial debido al confinamiento y afectó

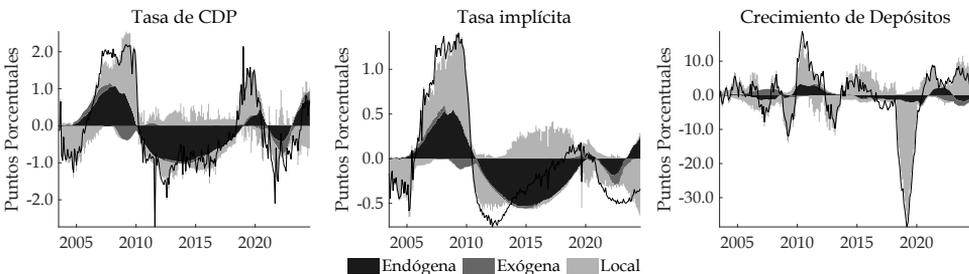
negativamente el comercio internacional (Hayakawa & Mukumoki 2021). En respuesta, los bancos centrales de economías avanzadas redujeron sus tasas de interés a mínimos históricos y lanzaron programas de compra de activos para estimular la economía (Cantú et al. 2021).

Finalmente, en el período post-pandemia, las economías enfrentaron fuertes presiones inflacionarias debido a cuellos de botella en las cadenas de suministro, el aumento de precios de materias primas y la recuperación acelerada de la demanda. Para contrarrestar estas presiones, los bancos centrales de economías avanzadas aumentaron sus tasas de interés (FED 2022, ECB 2022), iniciando un ciclo de endurecimiento monetario (IMF 2022).

En línea con los resultados de las FEVD, la descomposición histórica (figura 8) de variables en Nicaragua sugiere que el crecimiento de los depósitos no reacciona de manera significativa ante cambios en tasas externas. En contraste, los *shocks* que generan una reacción endógena de la tasa de política externa sí afectan significativamente las tasas de interés pasivas.

En 2007, la tasa de interés de los CDP se desvió en 2 puntos porcentuales de su promedio muestral, de los cuales el modelo atribuye la mitad a *shocks* externos. Entre 2008 y 2010, la contribución de los *shocks* externos a las tasas pasivas disminuyó debido a la reducción de las tasas de interés internacionales en respuesta a la crisis financiera global.

FIGURA 8: Descomposición Histórica de series de Nicaragua



Nota: Medido como puntos porcentuales de desvío respecto al promedio muestral.

Fuente: Elaboración propia.

Sin embargo, el modelo sugiere que durante ese período hubo *shocks* internos que contrarrestaron estas presiones a la baja. A finales de 2010, estos *shocks* internos se revirtieron de manera abrupta, asociados probablemente a que los depósitos del público registraron un crecimiento interanual de hasta el 30 por ciento mientras el SB se mostraba reacio a emitir crédito (Bejarano 2023).

Entre 2011 y 2017, las tasas de CDP se mantuvieron bajas y estables debido a las tasas internacionales reducidas. En 2018-2019, las tasas nacionales aumentaron significativamente, principalmente por eventos sociopolíticos y, en menor medida, por el ajuste gradual de tasas externas de la FED. Desde 2020, las tasas de CDP se redujeron por factores externos ligados a la pandemia, pero comenzaron a subir en 2023 debido al aumento de tasas de la FED para controlar la inflación.

Finalmente, aunque factores externos han impulsado el crecimiento de las tasas de CDP, *shocks* internos asociados al crecimiento sostenido de depósitos, especialmente en cuentas de bajo costo financiero, han mantenido la estabilidad de la tasa pasiva implícita.

En síntesis, las estimaciones sugieren que el crecimiento de depósitos depende mayormente de factores internos y que las tasas pasivas reaccionan a tasas externas solo en el mediano plazo, cuando estas reflejan cambios endógenos en la demanda agregada, no decisiones exógenas de política monetaria de EE.UU.

## 5.2. Estimación del traspaso de tasas

El traspaso de tasas de interés se estima mediante las Funciones Impulso Respuesta<sup>3</sup> (FIR), que representan gráficamente la reacción de las variables ante la materialización de los *shocks* analizados. La figura 9 muestra la FIR ante un *shock* externo de demanda agregada, el cual genera una respuesta endógena en las tasas de la FED. Se analiza este *shock* porque según los resultados de la sección anterior, es el más relevante para el fenómeno estudiado.

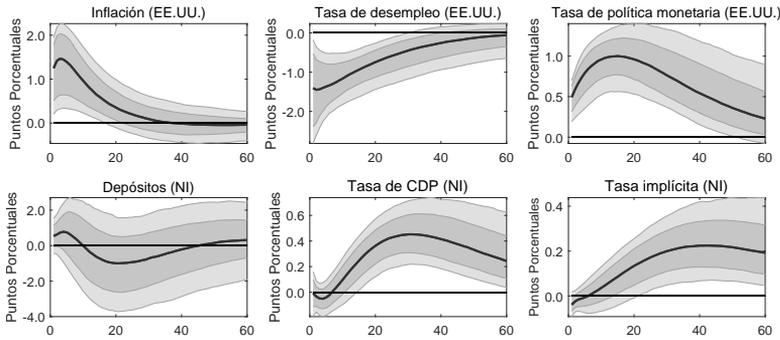
Esta figura muestra que en el corto plazo las variables nacionales no reaccionan y que si bien las tasas de interés pasivas presentan un incremento significativo en el mediano plazo (luego del primer año), el traspaso es incompleto. Se estima que un aumento persistente de 100 puntos base en la tasa de interés de la FED<sup>4</sup> debido a un *shock* de demanda genera un incremento máximo de 44 puntos base en la tasa de CDP a un año y de 25 puntos base en la tasa implícita.

---

<sup>3</sup>Todas las FIR fueron normalizadas para que la reacción de la tasa de política monetaria alcance un valor máximo de 100 puntos base, facilitando así las comparaciones.

<sup>4</sup>Cálculo basado en las medianas de las FIR

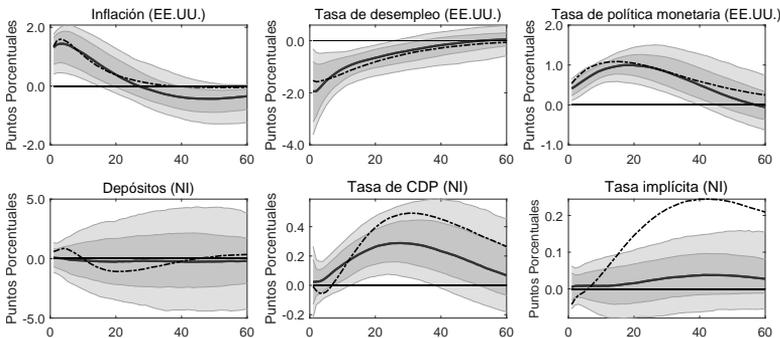
FIGURA 9: Función Impulso Respuesta ante un *shock* de demanda agregada



Nota: La línea negra sólida representa la mediana y las áreas sombreadas corresponden a los intervalos de confianza al 68 y 90 por ciento.  
Fuente: Elaboración propia.

Adicionalmente, se evalúa el traspaso de tasas de interés considerando una submuestra para el período 2010-2024 (figura 10). En esta submuestra, el traspaso disminuye notablemente a pesar de que su efecto en Estados Unidos es muy similar. Un *shock* de la misma magnitud genera un aumento significativo en la tasa de interés de CDP de 28.8 puntos base, mientras que el efecto sobre la tasa implícita y el crecimiento de los depósitos no es estadísticamente diferente de cero.

FIGURA 10: Función Impulso Respuesta ante un *shock* de demanda agregada utilizando una submuestra



Nota: La línea negra sólida corresponde a la mediana de la estimación con datos de 2010 a 2024, mientras que la línea punteada corresponde a la estimación principal con datos de 2003 a 2024. Las áreas sombreadas corresponden a los nuevos intervalos de confianza al 68 y 90 por ciento.  
Fuente: Elaboración propia.

Clevy (2015) estima con datos de 1999-2013 que un incremento permanente

de 100 puntos base en la tasa LIBOR se traduce en un aumento de hasta 51.9 puntos base en la tasa de interés pasiva implícita en el largo plazo; pero en este documento se estiman coeficientes de traspaso considerablemente inferiores. En la siguiente sección se discute una posible explicación a estos resultados.

## 6. Discusión

Bajo el supuesto de que todo lo demás permanece constante, un incremento en las tasas de interés internacionales debería incentivar a los depositantes a trasladar sus recursos al exterior en busca de mayores rendimientos. Esto generaría presión al alza sobre las tasas pasivas nacionales si el Sistema Bancario busca retener a estos depositantes, o podría resultar en una reducción del saldo de depósitos si este decide no ajustar sus tasas de interés.

Sin embargo, los resultados presentados en este documento no respaldan dicho planteamiento. Una posible explicación es que la elasticidad precio de la oferta de depósitos es baja. De acuerdo con las cifras presentadas en la sección 3.1, un elemento que sustenta esta hipótesis es que la mayoría de los depositantes no dispone de los recursos necesarios para optar por un CDP, y quienes sí cuentan con dichos recursos parecen preferir instrumentos líquidos por motivos transaccionales.

En esta línea, según cifras de la encuesta global Findex del Banco Mundial para 2021 (véase [Bejarano \(2024\)](#)), en Nicaragua solo el 25.9 por ciento de las personas posee una cuenta bancaria, una proporción considerablemente inferior al promedio<sup>5</sup> de la región Centroamericana, Panamá y República Dominicana (CAPARD), que asciende al 44.4 por ciento. Además, cerca de la mitad de quienes tienen una cuenta la abrió para recibir salarios, y más del 60 por ciento de quienes no poseen una señalaron que la falta de recursos suficientes es la principal razón para no abrirla.

Adicionalmente, se observa que casi la totalidad de los depósitos bancarios está en manos de residentes, lo que reduce la exposición del SB a cambios en los flujos de capital extranjero. Por otra parte, las estimaciones muestran que el traspaso de tasas de interés ha disminuido con el tiempo, posiblemente asociado al cambio en la composición de los depósitos hacia una mayor proporción de depósitos corrientes.

---

<sup>5</sup>Promedio simple de cada país incluyendo a Nicaragua.

## 7. Conclusiones

El objetivo en este documento es analizar la transmisión de tasas de interés externas al mercado de depósitos nicaragüense, motivado por el hecho de que a pesar del incremento de tasas externas a partir de 2022, los depósitos del público continúan creciendo y las tasas de interés no han incrementado significativamente.

Este tema es relevante porque los depósitos del público constituyen la principal fuente de financiamiento del Sistema Bancario en Nicaragua. Para alcanzar este objetivo se estima un modelo de Vectores Autorregresivos Estructurales (SVAR), cuyos *shocks* estructurales se identifican mediante restricciones de signo, utilizando datos del período enero de 2003 a agosto de 2024.

Los resultados sugieren que las tasas de interés pasivas nacionales no reaccionan en el corto plazo a los *shocks* externos considerados y que, aunque aumentan con rezago, el traspaso es incompleto. En promedio, se estima que un incremento persistente de hasta 100 puntos base en la tasa de interés de la Reserva Federal, causado por un *shock* de demanda, se traduce en un aumento de hasta 44 puntos base en la tasa de los CDP a 1 año y de 25 puntos base en la tasa implícita.

Al analizar el período 2011-2024, los coeficientes de traspaso disminuyen significativamente, siendo incluso no significativos en el caso de la tasa implícita. Asimismo, los resultados sugieren que el crecimiento de los depósitos del público es insensible a las variaciones en las tasas de interés externas. Esto es consistente con la hipótesis de que la elasticidad precio de la oferta de depósitos es baja, y de que los depositantes priorizan factores como la liquidez por encima de las tasas de interés.

## Referencias

- Afat, D. & Frömmel, M. (2021), ‘A panel data analysis of uncovered interest parity and time-varying risk premium’, *Open Economies Review* **32**(3), 507–526.  
**URL:** <https://link.springer.com/article/10.1007/s11079-020-09605-3>
- Baillie, R. T. & Bollerslev, T. (2000), ‘Risk premia in forward foreign exchange rates’, *Journal of International Money and Finance* .
- Bansal, R. & Dahlquist, M. (2000), ‘The forward premium puzzle: Different tales from developed and emerging economies’, *Journal of International Economics* .
- BCN (2005), Informe de deuda pública 2004, Technical report, Banco Central de Nicaragua, Managua, Nicaragua.
- Bejarano, C. (2023), ‘Shocks de oferta de crédito en nicaragua’, *Revista de Economía y Finanzas* .
- Bejarano, C. (2024), ‘Inclusión financiera en la región capard: Una perspectiva de género’, *Revista Económica de Centroamérica y República Dominicana* **5**(1).
- Boivin, J., Kiley, M. T. & Mishkin, F. S. (2010), How has the monetary transmission mechanism evolved over time?, *in* ‘Handbook of monetary economics’, Vol. 3, Elsevier, pp. 369–422.
- Caldara, D. & Herbst, E. (2019), ‘Monetary policy, real activity, and credit spreads: Evidence from bayesian proxy svars’, *American Economic Journal: Macroeconomics* **11**(1), 157–192.
- Cantú, C., Cavallino, P., De Fiore, F. & Yetman, J. (2021), ‘A global database on central banks’ monetary responses to covid-19’.
- Cesa-Bianchi, A. & Sokol, A. (2022), ‘Financial shocks, credit spreads, and the international credit channel’, *Journal of International Economics* **135**, 103543.
- Chinn, M. & Frankel, J. (1994), ‘Risk premiums and foreign exchange forward markets’, *NBER Working Paper* .
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M. & Evans, C. L. (1999), ‘Monetary policy shocks: What have we learned and to what end?’, *Handbook of macroeconomics* **1**, 65–148.

- Clevy, J. F. (2015), 'Estructura microeconómica y rigideces de tasas de interés: evidencia para nicaragua', *Revista de Economía y Finanzas BCN* **2**(1), 1–26.
- Coibion, O. (2012), 'Are the effects of monetary policy shocks big or small?', *American Economic Journal: Macroeconomics* **4**(2), 1–32.
- Degasperi, R., Hong, S. & Ricco, G. (2020), 'The global transmission of us monetary policy'.
- ECB (2022), 'Ecb monetary policy decisions: Gradual interest rate adjustments in 2022'.  
**URL:** <https://www.ecb.europa.eu/press/decisions/html/index.en.html>
- Edwards, S. (2010), 'The international transmission of interest rate shocks: The federal reserve and emerging markets in latin america and asia', *Journal of International Money and Finance* **29**(4), 685–703.
- Engel, C. (1996), 'The forward discount puzzle and exchange rate economics', *Journal of Economic Literature* .
- Engel, C. & Hamilton, J. D. (1990), 'Long swings in the dollar: Are they in the data and do markets know it?', *American Economic Review* **80**(4), 689–713.
- Fama, E. (1984), 'Forward and spot exchange rates', *Journal of Monetary Economics* .
- FED (2022), 'Statement on monetary policy: Inflation and interest rate hikes'.  
**URL:** <https://www.federalreserve.gov/monetarypolicy.htm>
- Fleming, J. M. (1962), 'Domestic financial policies under fixed and floating exchange rates', *IMF Staff Papers* **9**(3), 369–380.
- Frankel, J. (1982), 'The mystery of the multiplicative effect', *Journal of International Economics* .
- Frankel, J., Schmukler, S. L. & Serven, L. (2004), 'Global transmission of interest rates: monetary independence and currency regime', *Journal of international Money and Finance* **23**(5), 701–733.
- Gertler, M. & Karadi, P. (2015), 'Monetary policy surprises, credit costs, and economic activity', *American Economic Journal: Macroeconomics* **7**(1), 44–76.

- Hayakawa, K. & Mukunoki, H. (2021), 'The impact of covid-19 on international trade: Evidence from the first shock', *Journal of the Japanese and International Economies* **60**, 101135.
- Iacoviello, M. & Navarro, G. (2019), 'Foreign effects of higher us interest rates', *Journal of International Money and Finance* **95**, 232–250.
- IMF (2022), 'Global economic outlook: Challenges from inflation and tightening monetary policy', *World Economic Outlook Report* .  
**URL:** <https://www.imf.org/en/Publications/WEO>
- Jarociński, M. & Karadi, P. (2020), 'Deconstructing monetary policy surprises—the role of information shocks', *American Economic Journal: Macroeconomics* **12**(2), 1–43.
- Klein, M. W. & Shambaugh, J. C. (2008), 'Exchange rate regimes and the extent of capital mobility in developing countries', *Review of Economics and Statistics* **90**(3), 457–462.
- Leeper, E. M. (1997), 'Narrative and var approaches to monetary policy: Common identification problems', *Journal of Monetary Economics* **40**(3), 641–657.
- López, H. & Treminio, J. C. (2017), 'Choques externos y ciclos económicos en nicaragua', *Revista de Economía y Finanzas* **4**, 39–69.
- Mendieta, W. (2020), 'Un análisis de sensibilidad macroeconómica para nicaragua: un enfoque bayesiano', *Revista Económica de Centroamérica y República Dominicana* **1**(1).
- Miranda-Agrippino, S. & Rey, H. (2020), 'Us monetary policy and the global financial cycle', *The Review of Economic Studies* **87**(6), 2754–2776.
- Mosquera, P. (2023), 'Transmisión de la tasa de interés de la fed a las tasas de interés del sistema bancario panameño', *Foro de Investigadores de Bancos Centrales del Consejo Monetario Centroamericano* **17**.
- Mundell, R. A. (1963), 'Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates', *The Canadian Journal of Economics and Political Science* **29**(4), 475–485.
- Obstfeld, M. & Taylor, A. M. (2004), *Global Capital Markets: Integration, Crisis, and Growth*, Cambridge University Press.

- Ramey, V. A. (2016), 'Macroeconomic shocks and their propagation', *Handbook of macroeconomics* **2**, 71–162.
- Reinhart, C. M. & Rogoff, K. S. (2004), 'The modern history of exchange rate arrangements: A reinterpretation', *Quarterly Journal of Economics* **119**(1), 1–48.
- Rey, H. (2015), 'Dilemma not trilemma: The global financial cycle and monetary policy independence'.
- Romer, C. D. & Romer, D. H. (1989), 'Does monetary policy matter? a new test in the spirit of friedman and schwartz', *NBER macroeconomics annual* **4**, 121–170.
- Shapiro, M. D. & Watson, M. W. (1988), 'Sources of business cycle fluctuations', *NBER Macroeconomics annual* **3**, 111–148.
- Swiston, M. A. (2011), *Official Dollarization As a Monetary Regime: Its Effectson El Salvador*, International Monetary Fund.

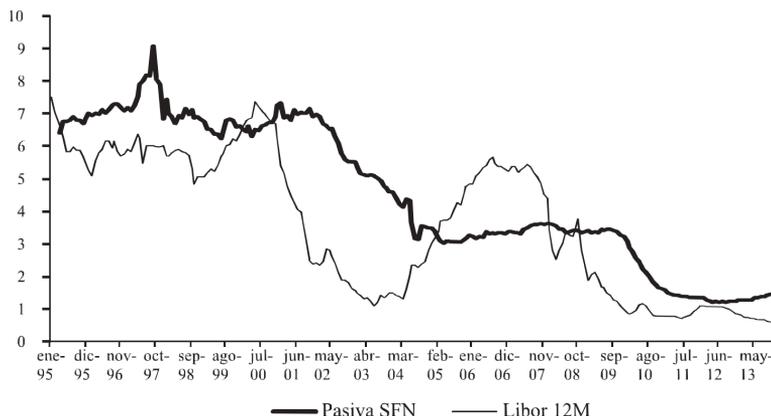
## A. Anexo

### A.1. Iniciativa para los Países Pobres Altamente Endeudados (HIPC por sus siglas en inglés)

En 1998 el Banco Mundial y el Fondo Monetario Internacional (FMI) lanzaron la Iniciativa para los Países Pobres Altamente Endeudados (HIPC por sus siglas en inglés). El propósito principal de esta iniciativa era proporcionar alivio de la deuda a los países que cumplían criterios estrictos de elegibilidad y desempeño, incluyendo la implementación de políticas de ajuste económico y reformas estructurales para fomentar el crecimiento y reducir la pobreza.

Nicaragua fue incluida en la Iniciativa HIPC en 2000 y alcanzó el “Punto de Decisión” en ese mismo año, por lo que fue elegible para recibir alivio provisional de la deuda mientras implementaba reformas y políticas acordadas con el Banco Mundial y el FMI. Luego de cumplir con los requisitos necesarios, Nicaragua llegó al “Punto de Culminación” en 2004, momento en el cual se le concedió un alivio completo e irrevocable de la deuda bajo los términos de la Iniciativa HIPC (BCN 2005). Como resultado, la razón de deuda pública a PIB se redujo del 169 por ciento en el año 2000 al 86 por ciento en 2006, período durante el cual la tasa de interés implícita de depósitos registró una reducción gradual del 7 a cerca del 3 por ciento (véase figura A.1).

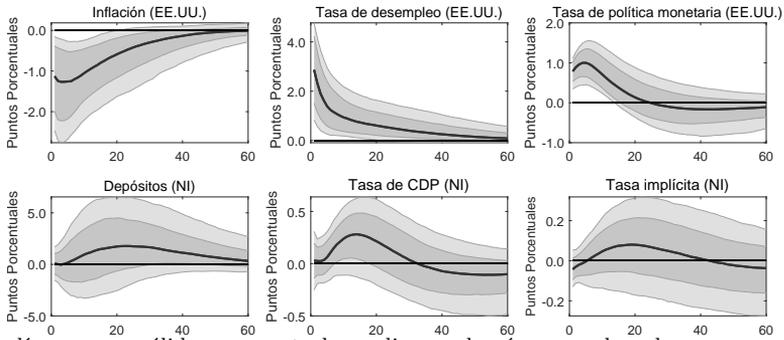
Anexo A.1: Tasa de interés pasiva implícita y tasa Libor



Fuente: Clevy (2015).

## A.2. Resultados complementarios 2003-2024

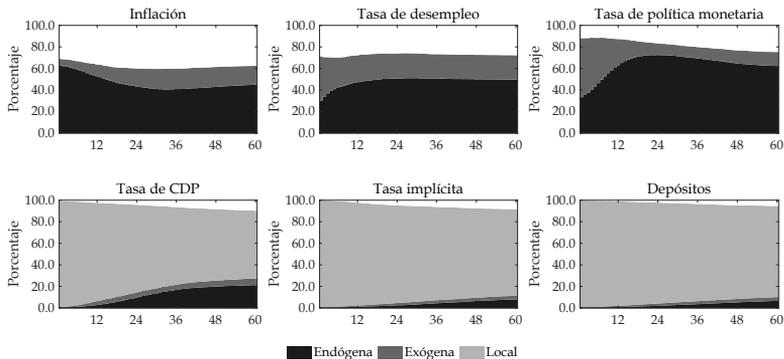
Anexo A.2: Función Impulso Respuesta ante un *shock* de política monetaria



Nota: La línea negra sólida representa la mediana y las áreas sombreadas corresponden a los intervalos de confianza al 68 y 90 por ciento.  
Fuente: Elaboración propia.

## A.3. Resultados complementarios 2010-2024

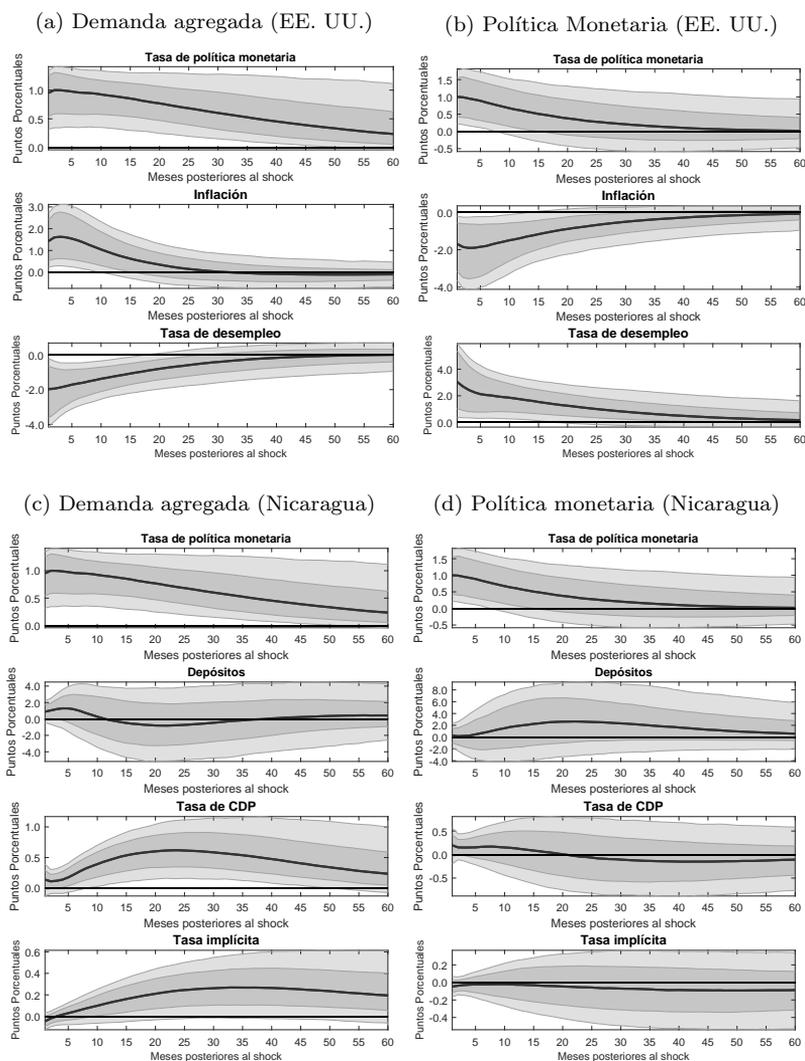
Anexo A.3: Descomposición de la Varianza del Error de Pronóstico



Nota: Eje horizontal medido en meses.  
Fuente: Elaboración propia.

## A.4. Ejercicio de robustez

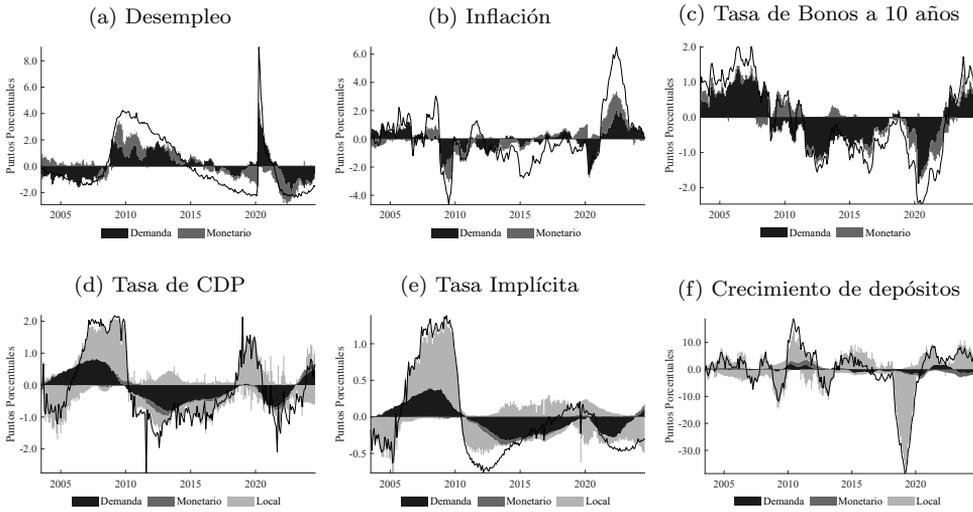
Anexo A.4: Función Impulso Respuesta ante un *shock* externo de:



Nota: La línea negra sólida representa la mediana y las áreas sombreadas corresponden a los intervalos de confianza al 68 y 90 por ciento.

Fuente: Elaboración propia.

## Anexo A.5: Descomposición histórica de variables



Nota: Medido como puntos porcentuales de desvío respecto al promedio muestral.

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<sup>A</sup>T<sub>E</sub>X a los editores de la Revista. El trabajo debe contar con un máximo de 40 páginas 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](mailto:oaip@bcn.gob.ni)

Banco Central de Nicaragua

Teléfono: (505) 2255-7171

