

Revista de Economía y Finanzas

ISSN 2313-8696

2023

Volumen 10
Diciembre 2023

Shocks de oferta de crédito en Nicaragua

Christian Bejarano Chavarría

Tasas de interés de reportos y su relación con las tasas
activas de la banca nicaragüense

Néstor Torres Betanco

Estimación de la tasa de interés natural para la economía
nicaragüense

Rolando Largaespada Fernández y Antonio Brenes Narváez

Remesas en Nicaragua y su influencia en el mercado
laboral

Néstor Torres Betanco y Mario Aráuz Torres



Banco Central de Nicaragua
Emitiendo confianza y estabilidad

Revista de Economía y Finanzas
Volumen 10-2023

© Banco Central de Nicaragua

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

Apartados postales: 2252 y 2253
Teléfono: (505) 2255-7171

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

Fax: (505) 2265-1246

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

Diseño y diagramación: Néstor Adolfo Torres Betanco

Fecha de publicación: Diciembre 2023

Revista de Economía y Finanzas

ISSN 2313-8696

2023

Volumen 10

Diciembre 2023

Comité Editorial

Ovidio Reyes Ramírez – Presidente del BCN

Magaly Saén Ulloa – Gerente General del BCN

Nina Conrado Cabrera – Gerente de División Económica del BCN

Mario Aráuz Torres – Gerente de Investigaciones Económicas 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 décimo 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) *Shocks* de oferta de crédito; ii) Relación de tasas de interés; iii) Estimación de la tasa de interés natural; y iv) Remesas y mercado laboral.

La primera investigación busca determinar la contribución de *shocks* de oferta de crédito sobre la evolución del crédito bancario y la tasa de interés activa en Nicaragua, a través de la estimación de un modelo de Vectores Auto-regresivos Estructural (SVAR por sus siglas en inglés), con datos de 2002 a 2023. Utilizando un esquema de restricciones de signo para identificar los choques de oferta de crédito, se evidencia que los *shocks* de oferta, asociados al riesgo de crédito y contracciones de los depósitos, explican el 69.9 y 67.3 por ciento de la volatilidad del crédito y la tasa activa, respectivamente. Además, en el estudio se muestra que esta contribución aumenta cuando el crédito se encuentra en una fase contractiva y su efecto tiende a ser persistente.

El segundo estudio analiza la relación de las tasas de interés de operaciones de reportos monetarios del Banco Central, y su influencia sobre las tasas de interés activas de los bancos comerciales. Mediante el uso de distintas estrategias de estimación, y datos mensuales entre 2018 y 2023, se muestra que las tasas de reportos del Banco Central poseen una relación positiva con las tasas activas del sector bancario nicaragüense, con una magnitud de entre 0.10 a 0.30 puntos porcentuales de cambio de las tasas activas, ante un incremento de 1 punto porcentual en las tasas de operaciones de reportos del Banco Central. Se demuestra que esta relación es robusta para tasas activas de créditos en moneda extranjera, pero es más débil cuando se consideran las tasas de interés de créditos en moneda nacional. Además, en el estudio se evidencia que el vínculo entre las tasas de operaciones de reportos del Banco Central y las tasas activas de los bancos comerciales, es más fuerte que el observado entre las tasas interbancarias y las tasas activas de créditos bancarios.

La tercera investigación pretende estimar la Tasa de Interés Real Natural (TIRN) para la economía nicaragüense, haciendo uso de tres métodos: el filtro Hodrick-Prescott, la paridad de la tasa de interés, y un modelo semi-estructural que fundamenta el filtro de Kalman. Considerando información trimestral desde 2008 hasta el segundo trimestre de 2023, se observa que la medición de la TIRN no se diferencia sustantivamente entre metodologías, ubicándose para Nicaragua en un rango de 1.5 a 1.8 por ciento en promedio en el periodo analizado. Los resultados son consistentes con los encontrados en otros estudios realizados para los países de la región de Centroamérica y República Dominicana (CARD).

Finalmente, la cuarta investigación estudia las remesas familiares y su influencia en el mercado laboral nicaragüense, particularmente, sobre la ocupación y las horas trabajadas. Mediante el uso de micro-datos de las últimas cuatro Encuestas de Medición del Nivel de Vida (EMNV) de 2001, 2005, 2009 y 2014, así como modelos probabilísticos, *matching* y regresiones por cuantiles, se observa que la recepción de remesas se asocia con una disminución de la tasa de ocupación de parte de los receptores de remesas de entre 5 a 7 puntos porcentuales (comparado con los no receptores), siendo esta influencia relativamente transversal en distintos grupos de individuos con características particulares. Por su parte, en cuanto a las horas trabajadas, en las últimas tres EMNV no se encuentra evidencia de reducción de las jornadas laborales, como resultado de la recepción de remesas familiares.

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

ÍNDICE



- 1 **Shocks de oferta de crédito en Nicaragua**
Christian Bejarano Chavarría
- 31 **Tasas de interés de reportos y su relación con las tasas activas de la banca nicaragüense**
Néstor Torres Betanco
- 85 **Estimación de la tasa de interés natural para la economía nicaragüense**
Rolando Largaespada Fernández y Antonio Brenes Narváez
- 110 **Remesas en Nicaragua y su influencia en el mercado laboral**
Néstor Torres Betanco y Mario Aráuz Torres

Shocks de oferta de crédito en Nicaragua

Christian Bejarano Chavarría*

Resumen

Comprender la naturaleza de los *shocks* que provocan fluctuaciones en el crédito es fundamental para el diseño de políticas que permitan mitigar los efectos de los mismos, y así suavizar la evolución del ciclo financiero. Así, el presente estudio tiene como objetivo determinar la contribución de *shocks* de oferta de crédito sobre la evolución del crédito bancario y la tasa de interés activa en Nicaragua, a través de la estimación de un modelo de Vectores Auto-regresivos Estructural (SVAR) para el período 2002M01-2023M09 y la implementación de restricciones de signo como estrategia de identificación. Los resultados sugieren que *shocks* de oferta, asociados al riesgo de crédito y contracciones de los depósitos, explican el 69.9 y 67.3 por ciento de la volatilidad del crédito y la tasa activa, respectivamente. Además, esta contribución aumenta cuando el crédito se encuentra en una fase contractiva y su efecto tiende a ser persistente.

Palabras Clave: SVAR, Restricciones de signo, Riesgo de crédito, Liquidez, Tasas de interés
Código JEL: C32, G21, E51

*El autor pertenece a la Gerencia de Análisis Financiero del Banco Central de Nicaragua. Se agradece a Norvin Duarte, Antonio Brenes por sus valiosas observaciones. Cualquier comentario adicional comunicarse al correo: cbejarano@bcn.gob.ni. El contenido de este documento es de exclusiva responsabilidad de su(s) autor(es), y no necesariamente representa la posición oficial del Banco Central de Nicaragua.

1. Introducción

El crédito bancario en Nicaragua ha fluctuado de manera significativa a lo largo de los años. Según datos del Banco Central de Nicaragua (BCN), la cartera de créditos¹ del Sistema Bancario y Financieras (SBF) experimentó un crecimiento promedio anual² del 14.8 por ciento entre 2011 y 2017; sin embargo, con los eventos socio-políticos de 2018 y la pandemia del coronavirus, la cartera de créditos mostró una reducción anual promedio del 12.7 por ciento entre 2018 y 2020. En contraste, durante el período 2021-2022, se registró un crecimiento promedio anual del 7.8 por ciento.

Comprender la naturaleza de los *shocks* que provocan estas fluctuaciones en el crédito es fundamental para el diseño de políticas que permitan mitigar los efectos de los mismos y así suavizar la evolución del ciclo financiero. Esto es particularmente importante para el BCN, pues entre sus funciones se encuentra promover el buen funcionamiento y la estabilidad del sistema financiero, esta última entendida como una condición en la que este se encuentra en la capacidad de mantener la intermediación³ y los servicios financieros, resistir perturbaciones y corregir sus desequilibrios financieros (BCN 2022).

Considerando que para el caso de Nicaragua la evidencia empírica en esta línea es limitada, el presente documento tiene como objetivo determinar la contribución de *shocks* de oferta de crédito sobre la evolución del crédito bancario y la tasa de interés activa en Nicaragua, esto a través de la estimación de un modelo de Vectores Auto-regresivos Estructurales (SVAR) y la implementación restricciones de signo derivadas de un modelo teórico como estrategia de identificación.

Específicamente, se estiman *shocks* a la oferta de crédito asociados al deterioro de la calidad de la cartera y a la contracción de los depósitos del público. Los resultados sugieren que los *shocks* considerados explican el 69.9 y 67.3 por ciento de la volatilidad del crédito y la tasa activa, respectivamente. Esta contribución tiende a ser mayor en períodos en los que el crecimiento del crédito está por debajo de su estado estacionario,

¹Saldo de cartera bruta más intereses convertido a dólares con el tipo de cambio oficial de fin de período.

²Promedio de la variación interanual de fin de año.

³Según Freixas & Rochet (2008) la intermediación financiera bancaria se puede resumir en la captación de recursos del público y la concesión de créditos de manera simultánea.

exceptuando el período de la pandemia, en el cual pudieron haber jugado un rol más importante otro tipo de *shocks*.

Por otro lado, las estimaciones sugieren que la contracción del crédito e incremento de la tasa activa observado en la crisis financiera internacional está asociada principalmente a factores de riesgo de crédito, mientras que la observada en 2018 fue resultado de una combinación de riesgo de crédito y de presiones de liquidez. Asimismo, según las estimaciones, los *shocks* de riesgo de crédito explican una proporción mayor de la volatilidad del crédito, mientras que los de liquidez tienden a explicar una mayor proporción de la volatilidad de la tasa activa.

El documento se estructura de la siguiente manera: en las secciones 2 y 3 se presenta la revisión de literatura y el modelo teórico de Monti-Klein, respectivamente. En la sección 4 se describen los datos, modelo econométrico y estrategia de identificación implementada, mientras en la sección 5 se presentan los resultados de las estimaciones. Finalmente, en las secciones 6 y 7 se realiza una breve discusión de las implicancias del estudio en materia de política económica y se presentan las conclusiones.

2. Revisión de Literatura

Un creciente cuerpo de literatura se ha enfocado en evaluar el rol de la oferta en la determinación de los flujos de préstamos al sector privado, así como su impacto en la economía real. Considerando que los métodos de identificación y medición de estos *shocks* de manera empírica es variada, en esta sección se realiza una revisión de literatura enfocada en estas estrategias de identificación y los resultados encontrados.

A nivel microeconómico, [Amiti & Weinstein \(2018\)](#) y [Alfaro et al. \(2021\)](#) identifican *shocks* de oferta mediante la estimación de modelos de datos panel con efectos fijos, utilizando información desagregada de créditos a nivel de bancos-empresas. El supuesto clave en ambos documentos es que los efectos fijos a nivel de empresa-tiempo deberían de capturar *shocks* de demanda de crédito, mientras que los efectos fijos a nivel de banco-tiempo deberían capturar los de oferta. Este tipo de metodología demanda mucha granularidad en la información, por ejemplo, [Alfaro et al. \(2021\)](#) utiliza una base de datos que cubre el período 2002-2013, 235 bancos, 1.5 millones de empresas y más de 18 millones de créditos.

Amiti & Weinstein (2018) encuentran que durante el período 1990-2010 los *shocks* idiosincrásicos de oferta de crédito bancaria han sido determinantes en el nivel de inversión de las empresas en Japón, así como en el nivel general de inversión en la economía. De acuerdo con sus estimaciones, estos explican entre el 30 y el 40 por ciento de la variación en la inversión agregada en Japón. Según los autores, una posible explicación de este efecto se encuentra en la dificultad de las firmas para sustituir entre fuentes de financiamiento ante cambios en la oferta de crédito en el corto plazo, y en la elevada concentración de crédito en pocas instituciones bancarias.

Alfaro et al. (2021) muestran para el caso de España que los *shocks* de oferta de crédito por parte de los bancos afectan los resultados de las empresas y que esto se propaga al resto de la economía a través de las relaciones insumo-producto. Sus resultados indican que la interconexión de empresas tiende a amplificar los efectos de *shocks* financieros, asimismo, sugieren que esta propagación se da a través de reducciones en la concesión de préstamos comerciales por parte de proveedores y de ajustes en precios relativos en las industrias afectadas.

A nivel macroeconómico, estudios empíricos como Gambetti & Musso (2017), Hristov et al. (2012), Colombo & Paccagnini (2020) y Balke et al. (2021) muestran que los *shocks* de oferta de crédito poseen un efecto significativo sobre la actividad económica. En su mayoría emplean modelos SVAR con restricciones de signo, cuyo principal supuesto es que un *shock* de oferta de crédito deriva en un movimiento en direcciones opuestas para el saldo de crédito y la tasa de interés activa. Sin embargo, también se encuentran otras variantes al modelo, restricciones adicionales y otras estrategias de identificación.

Por ejemplo, Hristov et al. (2012) utilizando datos de la zona euro en el período 2003-2010 estima un modelo panel VAR e introduce en su esquema de identificación *shocks* de política monetaria y oferta y demanda agregada, esto con el objetivo de identificar *shocks* de oferta que sean exógenos a las condiciones macroeconómicas. Sus resultados sugieren que en la zona euro, una proporción significativa de la disminución del PIB real se relaciona con *shocks* en la oferta de crédito, y que hay una notable heterogeneidad entre estos países.

De manera similar, Gambetti & Musso (2017) estiman un modelo VAR de parámetros variables en el tiempo con restricciones de signo para la zona

euro, Reino Unido y Estados Unidos en el período 1980T1 hasta 2011T4 y encuentran que un *shock* de oferta de crédito deriva en un incremento contemporáneo de 0.4 y 0.7 puntos porcentuales sobre la cartera de crédito y el PIB, respectivamente. Además, muestran que el impacto de los *shocks* de oferta de crédito ha incrementado en los últimos 30 años y sus resultados sugieren que aproximadamente la mitad de la reducción del PIB en 2009 se debió a restricciones en el crédito.

Gambetti & Musso (2017) implementan una serie de restricciones de signo que son consistentes con los modelos teóricos de Curdia & Woodford (2010), Gertler & Karadi (2011) y Christiano et al. (2010). De acuerdo a estos, un *shock* positivo de oferta de crédito debería derivar en un incremento en la actividad económica y en la inflación, pues los hogares pueden prestar más para consumir y las empresas pueden expandir sus inversiones, asimismo, derivaría en un incremento en la tasa de interés de política monetaria del banco central para controlar el incremento de la inflación.

Según Gambetti & Musso (2017) un *shock* a la oferta de crédito puede estar asociado a diversos eventos, como cambios no anticipados en el capital disponible para prestar (e.g., cambios regulatorios en los requerimientos de capital), en el fondeo de la institución (e.g., corridas bancarias, la imposición de esquemas de seguros de depósitos o incrementos en los requerimientos de efectivo), en la percepción de riesgo de potenciales clientes o en el grado de competencia en el sector bancario.

En esta línea, Balke et al. (2021) identifican *shocks* de demanda de crédito, de intermediación financiera y de oferta de fondos a los intermediarios financieros, con el objetivo de distinguir entre los *shocks* de oferta de crédito que se originan directamente desde el sistema financiero (entendidos como variaciones en la disposición a prestar) y aquellos que están más asociados a la fuente de financiamiento del mismo. Mediante modelos SVAR con restricciones de signo, muestran que los tres *shocks* considerados tienen un efecto sustancial sobre la dinámica de indicadores macroeconómicos y financieros para el caso de Estados Unidos en el período 1986-2016.

Otras aplicaciones del esquema de restricciones de signo para identificar *shocks* de oferta se encuentran en Eickmeier & Ng (2015), Duchi & Elbourne (2016), Barnett & Thomas (2014) y Budnik et al. (2020). Por su parte, la estrategia de Colombo & Paccagnini (2020)⁴ consiste en incluir el exceso de

⁴Basada en Gilchrist & Zakrajšek (2012).

prima de bonos (EBP por sus siglas en inglés) y aplicar una descomposición de Cholesky de forma que las variables macroeconómicas posean una influencia contemporánea sobre las variables financieras.

Colombo & Paccagnini (2020) muestran que los *shocks* no anticipados de crédito en Estados Unidos tienen efectos asimétricos en función del estado de la economía, siendo los períodos recesivos aquellos en los que se evidencia una mayor respuesta de la producción, el empleo y la inflación a dichos *shocks*. Según Gilchrist & Zakrajšek (2012), el EBP captura “la capacidad de asumir riesgos” del sector de intermediación financiera, pues este recoge la rentabilidad adicional que los inversores exigen para mantener bonos corporativos por encima de la compensación por el riesgo de crédito; sin embargo, Balke et al. (2021) argumentan que la teoría macroeconómica rara vez implica las mismas restricciones que la descomposición de Cholesky.

Mumtaz et al. (2018) comparan el desempeño de diferentes modelos SVAR para identificar *shocks* de oferta de crédito, mediante simulaciones de Monte-Carlo de datos generados a partir de los modelos de Equilibrio General Dinámico Estocástico (DSGE por sus siglas en inglés) de Curdia & Woodford (2010), Gertler & Karadi (2011) y Christiano et al. (2010).

Específicamente, Mumtaz et al. (2018) comparan 5 estrategias de identificación: restricciones de signo a la Gambetti & Musso (2017), restricciones de signo aumentadas por restricciones en la varianza del error de pronóstico (FEV por sus siglas en inglés), la inclusión de una variable *proxy* en un esquema de identificación de Cholesky, la estimación de un *proxy* SVAR que utiliza como instrumentos los residuos del modelo DSGE correspondientes a la evolución del crédito y la identificación por heterocedasticidad.

Los resultados sugieren que el modelo SVAR con restricciones de signo aumentado por restricciones en la FEV y el *proxy* SVAR producen funciones impulso respuesta más acorde con las de los modelos DSGE. Si bien los *proxy* SVAR producen buenos resultados, son complicados de estimar porque requieren de un instrumento que permita aislar el *shock* de interés. Según Mumtaz et al. (2018), algunos ejemplos de *shocks* oferta son: el exceso de prima de bonos propuesto por Gilchrist & Zakrajšek (2012), innovaciones en el índice de condiciones financieras propuesto por Jermann & Quadrini (2012) y una medida de *shocks* de crédito bancario calculada por Bassett et al. (2014), a partir de encuestas de opinión a ejecutivos de

bancos, relacionadas con la emisión de préstamos.

Considerando la revisión de literatura y la falta de instrumentos válidos para este contexto, en este documento se opta por implementar restricciones de signo como estrategia de identificación de *shocks* de oferta de crédito. Dichas restricciones se derivan a partir de una extensión al modelo Monti-Klein, cuya versión original puede encontrarse en Freixas & Rochet (2008) y Prisman et al. (1986). En esta versión extendida del modelo, se consideran elementos que pueden incidir en las decisiones de colocación de créditos y captación de depósitos por parte de un banco, como su posición de liquidez y variaciones en las provisiones por pérdidas crediticias.

3. Modelo Monti-Klein y Extensiones

3.1. Fundamentos teóricos

En la versión original del modelo Monti-Klein, se asume un banco monopolista que solamente puede mantener reservas de efectivo R , emitir créditos L y captar depósitos del público D . Este banco maximiza su utilidad eligiendo la tasa de interés de créditos (r_L) y la de depósitos (r_D), considerando que enfrenta una demanda de crédito $L(r_L)$ que es decreciente en r_L y una oferta de depósitos $D(r_D)$ creciente en r_D .

Prisman et al. (1986) extienden el modelo de Monti-Klein al asumir que el banco está expuesto a retiros de depósitos \tilde{x} (donde \tilde{x} es una variable aleatoria cuyo dominio está dado por el intervalo $[k - K]$) y que este debe pagar una penalidad r_p en caso de una necesidad de liquidez, es decir, cuando $\tilde{x} > R$.

Además, por aspectos regulatorios, los bancos en Nicaragua deben provisionar una proporción ρ del total de la cartera de crédito. Este ρ está vinculado directamente con la calidad de la cartera, de modo que si esta última se deteriora las provisiones de cartera deben incrementar. Por simplicidad, se asumirá que ρ es exógeno al valor de $L(r_L)$, que no posee incertidumbre y que este se encuentra dado por el entorno macroeconómico y las decisiones del ente regulador.

Entonces, el retorno esperado del banco estaría dado por:

$$E(\pi) = r_L L(r_L) - r_D D(r_D) - \rho L - r_p \int_R^K (\tilde{x} - R) f(x) dx \quad (1)$$

Considerando que $R + L(r_L) = D(r_D)$ y tomando condiciones de primer orden⁵ respecto a r_L y r_D , resulta:

$$\frac{\partial \pi}{\partial r_L} = L(r_L) + r_L L'(r_L) - \rho L'(r_L) - r_p \Pr[\tilde{x} \geq D(r_D) - L(r_L)] L'(r_L) = 0 \quad (2)$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial r_D} = -D(r_D) - r_D D'(r_D) + r_p \Pr[\tilde{x} \geq D(r_D) - L(r_L)] D'(r_D) = 0 \quad (3)$$

Al dividir (2) entre $L'(r_L)$, y (3) entre $-D'(r_D)$, respectivamente, y despejando tanto r_L como r_D , se tiene que:

$$r_L = \rho + r_p \Pr[\tilde{x} \geq D(r_D) - L(r_L)] - \frac{L(r_L)}{L'(r_L)} \quad (4)$$

$$r_D = r_p \Pr[\tilde{x} \geq D(r_D) - L(r_L)] - \frac{D(r_D)}{D'(r_D)} \quad (5)$$

De estas expresiones se puede inferir que ante un aumento en el requerimiento de provisiones (ρ), el banco reaccionaría incrementando r_L e induciendo una contracción del crédito. Esto, a su vez, provocaría que la probabilidad de que los retiros de depósitos sean mayores a las reservas de efectivo ($\Pr[\tilde{x} \geq D(r_D) - L(r_L)]$) disminuya, incentivando al banco a contraer r_D para de esta forma reducir su costo financiero. Asimismo, ante una contracción en la función de oferta de depósitos (una reducción exógena de $D(r_D)$), la respuesta del banco sería incrementar tanto r_L como r_D para inducir una contracción del crédito y que la contracción de los depósitos no sea tan profunda.

3.2. Evidencia empírica

En esta subsección se presenta evidencia empírica con el objetivo de contrastar la validez del modelo propuesto. Concretamente, se analiza la evolución del Estado de Situación Financiera (ESF) de los 6 principales bancos comerciales (por efectos de comparabilidad) durante el período 2018-2023, en el cual, se gestaron los eventos socio-políticos de 2018, la pandemia del coronavirus y un período de crecimiento acelerado del crédito posterior a 2021. Estas estadísticas provienen de la Superintendencia de Bancos y de Otras Instituciones Financieras (SIBOIF) y se presentan en la Tabla 1.

⁵ Considerar que $\frac{d}{dR} \int_{a(R)}^{b(R)} g(x, R) dx = \frac{db(R)}{dR} g(b(R), R) - \frac{da(R)}{dR} g(a(R), R) + \int_{a(R)}^{b(R)} \frac{\partial g(x, R)}{\partial R} dx$.

TABLA 1: Variación Interanual del Estado de Situación Financiera del Sistema Bancario

Cuenta	Indicador	Absoluta (millones de córdobas)				
		mar-19	mar-20	mar-21	mar-22	mar-23
Activos	Efectivo	-1,785.9	12,959.0	1,233.9	12,180.3	-7,128.2
	Inversiones	-4,723.7	10,181.4	18,545.8	549.9	6,410.4
	Cartera Bruta de Créditos	-26,509.6	-11,175.1	-2,335.3	8,275.3	25,769.5
	<i>Cartera en Riesgo^a</i>	<i>8,387.1</i>	<i>1,365.2</i>	<i>5,427.9</i>	<i>-3,677.2</i>	<i>-4,034.5</i>
	Provisiones ^b	-2,584.1	17.9	-858.8	292.6	-415.5
	Otros activos	-215.7	294.8	-432.3	734.8	348.0
Pasivos	Obligaciones con el público	-46,573.7	13,436.5	26,263.5	19,614.5	25,797.1
	Reportos Monetarios	5,834.7	-5,083.8	-1,547.4	949.4	-1,108.4
	Otros Pasivos	403.1	1,220.4	-9,904.0	-1,107.6	-4,277.2
Patrimonio	Patrimonio	4,516.9	2,704.9	1,341.1	2,576.6	4,572.7
		Relativa (porcentaje)				
		mar-19	mar-20	mar-21	mar-22	mar-23
Activos	Efectivo	-3.6	27.4	2.0	19.8	-9.7
	Inversiones	-17.1	44.5	56.1	1.1	12.3
	Cartera bruta de créditos	-16.8	-8.5	-1.9	7.0	20.4
	<i>Cartera en Riesgo</i>	<i>195.3</i>	<i>10.8</i>	<i>38.6</i>	<i>-18.9</i>	<i>-25.5</i>
	Provisiones ^a	66.9	-0.3	13.4	-4.0	5.9
	Otros activos	-2.3	3.2	-4.5	8.0	3.5
Pasivos	Obligaciones con el público	-28.8	11.7	20.4	12.7	14.8
	Reportos Monetarios	440.9	-71.0	-74.6	180.2	-75.1
	Otros Pasivos	0.8	2.4	-19.4	-2.7	-10.7
Patrimonio	Patrimonio	16.0	8.3	3.8	7.0	11.6

Nota: ^a: Cartera en riesgo considera créditos reestructurados, prorrogados, vencidos y en cobro judicial; esta forma parte del total de cartera bruta. ^b: Las provisiones tienen signo negativo en el balance, por ende, un valor negativo en variaciones absolutas de esta tabla se interpreta como un incremento en las provisiones. Para efectos de comparabilidad, solamente se toman en consideración los 6 principales bancos del sistema bancario.

Fuente: Elaboración propia con datos de la SIBOIF.

En primer lugar, según [Bejarano \(2021\)](#) durante los eventos de 2018, se observó una contracción de los depósitos que supuso una elevada presión sobre la liquidez bancaria, obligándolos a reducir el tamaño de su balance (particularmente el crédito para favorecer sus activos líquidos) y reestructurar sus fuentes de financiamiento.

Las obligaciones con el público registraron en marzo 2019 una reducción interanual del 28.8 por ciento, generando una necesidad de liquidez para la banca por el orden de 46,573.7 millones de córdobas. Para suplir los retiros de depósitos, durante ese período la banca comercial contrajo su cartera bruta de créditos por 26,509.6 millones de córdobas, redujo sus inversiones en 4,723.7 millones, contrató reportos monetarios por 5,834.7 millones⁶ e incrementó su patrimonio en 4,516.9 millones

⁶De marzo a septiembre de 2018, los pasivos por reportos aumentaron 9,119.9 millones.

de córdobas.

Adicionalmente, este período se caracteriza por un deterioro importante de la calidad de la cartera de créditos, pues la cartera en riesgo y el saldo de provisiones por incobrabilidad de cartera⁷ incrementaron en términos interanuales 195.3 y 66.9 por ciento, respectivamente.

Si bien la contracción de los depósitos fue severa, desde finales de 2019 estos empezaron a crecer. A pesar de esto, la cartera de créditos siguió contrayéndose hasta mediados de 2021, lo cual es razonable considerando que la calidad de la cartera reflejó un deterioro adicional durante la pandemia del coronavirus en 2020 (al mes de marzo 2021 la cartera en riesgo incrementó 38.6 % interanualmente).

Además, se puede destacar que los recursos captados a través de los depósitos del público durante este período, fueron destinados a mayores reservas de efectivo, inversiones y la reducción de otros pasivos, como los reportos con el BCN y deudas con el exterior.

Finalmente, la cartera de créditos bruta empezó a crecer a partir de 2021, consolidando su recuperación a finales de 2022, lo cual pudo estar impulsado por el hecho de que los depósitos registran tasas de crecimiento interanual de dos dígitos desde hace 3 años y que las tasas de impago se han reducido. Esta evidencia empírica es consistente con lo sugerido por el modelo Monti-Klein y a partir de sus resultados se proponen las restricciones de signo de la subsección 4.3.

4. Aspectos Metodológicos

4.1. Modelo SVAR

El modelo de Vectores Auto-regresivos Estructural (SVAR por sus siglas en inglés) puede expresarse de la siguiente forma:

$$D_0 Y_t = \sum_{i=1}^p D_i Y_{t-i} + \eta_t \quad (6)$$

Donde Y_t corresponde a un vector de variables de interés, D_0 y D_i son matrices que relacionan las variables del vector Y_t de manera contemporánea y rezagada, respectivamente, y η_t corresponde a un vector de innovaciones estructurales. Los parámetros de la ecuación (6) no pueden ser estimados directamente, sin embargo, si se pre-multiplica dicha ecuación por la matriz D_0^{-1} se obtiene un modelo VAR en su forma reducida:

⁷De acuerdo con el marco regulatorio nacional, las provisiones por incobrabilidad de cartera incrementan si se da un deterioro en la calidad de la misma. Según [Bejarano \(2019\)](#), esto provoca que las provisiones sean procíclicas, pues la calidad de la cartera de créditos correlaciona de manera importante con el entorno macroeconómico.

$$Y_t = \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + \mu_t \quad (7)$$

Donde $A_i = D_0^{-1} D_i$ y $\mu_t = D_0^{-1} \eta_t$. Esta forma reducida sí puede ser estimada, no obstante, para el análisis de *shocks* estructurales es necesario un proceso de identificación que permita recuperar los elementos del vector η_t . En este documento de investigación se implementan restricciones de signo a los efectos contemporáneos de los *shocks*, esto implica realizar supuestos sobre la estructura de la matriz D_0^{-1} .

El procedimiento general consiste en pre-multiplicar los resultados de la ecuación (7) por una matriz ortogonal arbitraria y almacenar únicamente aquellas estimaciones cuyas Funciones Impulso Respuesta (FIR) cumplan con las restricciones definidas por el investigador, este proceso se repite n veces hasta acumular una cantidad considerable de resultados. Para las estimaciones se utilizará *the Bayesian Estimation, Analysis and Regression (BEAR) toolbox* desarrollado por Dieppe et al. (2016) y el algoritmo implementado en dicho *toolbox* para las restricciones de signo es el desarrollado por Arias et al. (2014). En todos los modelos se utilizan 2 rezagos, siendo las estimaciones robustas al modificar la cantidad de rezagos (resultado no presentado).

4.2. Datos

La muestra de datos comprende el período 2002M01-2023M09 y se obtuvo a partir de los cuadros de sociedades financieras⁸ publicados por el BCN. En la Tabla 2 se detallan las variables consideradas en la estimación del SVAR, así como las transformaciones realizadas para garantizar estacionariedad⁹. Todas las variables fueron desestacionalizadas mediante el método X-13ARIMA-SEATS¹⁰ previo a sus transformaciones. En la Figura A1 se presenta la evolución de las series introducidas al SVAR.

La mayor parte de la cartera de créditos y de los depósitos del SBF se encuentran en Moneda Extranjera (ME), por esta razón, se utilizan las tasas de interés en dicha moneda. Como tasa de interés pasiva se utilizó el promedio simple de las tasas de interés de certificados a depósitos a plazo en ME, no se consideró la tasa promedio ponderada del BCN porque no se cuenta con una serie extensa (los registros al público de esta tasa empiezan a partir de 2009).

⁸Considera bancos y financieras, así como instituciones que han dejado de existir.

⁹Debido a la naturaleza de las variables, las de saldo se ajustaron mediante una variación intertrimestral y las de flujo mediante una variación interanual.

¹⁰Desarrollado por U.S. Census Bureau (2023) e implementado en R a través de la librería “seasonal” de Sax & Steiner (2022).

TABLA 2: Descripción de las Variables

Variable	Transformación
Saldo de cartera de crédito	Tasa de variación intertrimestral
Tasa de interés activa de corto plazo en ME	Variación interanual
Saldo de cartera en riesgo	Tasa de variación intertrimestral
Saldo de depósitos del público	Tasa de variación intertrimestral
Tasa de interés pasiva en ME	Variación interanual
Saldo de provisiones por incobrabilidad de cartera ^a	Tasa de variación intertrimestral
Índice Mensual de Actividad Económica (IMAE) ^a	Tasa de variación interanual

Nota: ^a Se considera únicamente en las pruebas de robustez.

Fuente: Elaboración propia.

Las variables de saldo fueron dolarizadas con el tipo de cambio oficial de final de período, esto porque los saldos en córdobas se ven afectados por el deslizamiento cambiario, la cláusula de mantenimiento de valor y la elevada dolarización financiera. Si bien se podría transformar a variables reales, esta decisión se sustenta bajo el argumento de que los agentes económicos suelen tomar decisiones considerando principalmente variables nominales (véase por ejemplo [Shafir et al. \(1997\)](#)). Adicionalmente, la elección de un deflactor apropiado no es trivial, pues la inflación nacional mide precios en Moneda Nacional (MN), pero la cartera de créditos y los depósitos están denominados en dólares principalmente, y usar un índice de inflación externa no reflejaría la dinámica de precios nacionales.

4.3. Restricciones de signo

En primera instancia, se estima un modelo considerando la cartera de créditos, la cartera en riesgo, los depósitos del público y las tasas de interés. El principal supuesto de la estrategia de identificación propuesta, es que un *shock* negativo¹¹ a la oferta de créditos provoca una contracción de la cartera de créditos y un aumento de la tasa de interés activa. Con base en la discusión de la sección 3, se propone la identificación de los siguientes *shocks* de oferta:

- **Riesgo de crédito:** Un deterioro (aumento) de la cartera en riesgo.
- **Liquidez A:** Una contracción de la oferta de depósitos, que incremente la tasa de interés pasiva y reduzca los depósitos.
- **Liquidez B:** Una contracción general de los depósitos (sin establecer restricciones sobre las tasas de interés).

Al resto de variables se les asigna una reacción cero y las restricciones de signo correspondientes se detallan en la Tabla 3. Con el objetivo de evaluar la robustez

¹¹La dirección del *shock* es arbitraria (no afecta los resultados), siempre y cuando se respete el hecho de que el *shock* de oferta produzca un movimiento en dirección contraria de la tasa activa.

de las estimaciones y explorar más en profundidad mecanismos de transmisión, se incluyen dentro del vector y_t las provisiones por incobrabilidad de cartera y el IMAE. Asimismo, se modifica la ventana de estimación al período 2007M01-2023M07 y a los *shocks* propuestos se les añaden restricciones adicionales; concretamente, que las provisiones de cartera reaccionan de la misma forma que la cartera en riesgo y que el IMAE reacciona en la misma dirección que el crédito en todos los escenarios.

TABLA 3: Restricciones de Signo

Variable	Riesgo de crédito	Liquidez A	Liquidez B
Cartera de crédito	-	-	-
Tasa de interés activa	+	+	+
Cartera en riesgo	+	0	0
Depósitos del público	0	-	-
Tasa de interés pasiva	0	+	S.R.
Provisiones ^a	+	0	0
IMAE ^a	-	-	-

Nota: -^a: Se considera únicamente en las pruebas de robustez. S.R. sin restricción.
Fuente: Elaboración propia.

Es importante señalar que este ejercicio de robustez solamente permite analizar qué tanta relación estadística existe entre los *shocks* de oferta y la evolución del entorno macroeconómico, pero no permite identificar una relación causal del sector financiero sobre la actividad económica o viceversa; para esto sería necesario una estructura y estrategia de identificación diferente, lo cual, se encuentra fuera del alcance y objetivo de este documento.

4.4. Descomposición histórica de las series

Los SVAR permiten determinar la contribución de cada *shock* estructural a la dinámica histórica de las series, mediante un proceso de recursión de la ecuación (6), conocido como Descomposición Histórica (DH en adelante). Los detalles técnicos pueden consultarse en Dieppe et al. (2016), pero a grandes rasgos se puede expresar y_t de la siguiente forma:

$$y_t = \sum_{i=1}^k x_{i,t} \quad (8)$$

Donde $x_{i,t}$ corresponde al componente de la serie asociado al *shock* i , y k es el número de *shocks* a considerar. Si se eleva al cuadrado a ambos lados y se aplica

esperanzas:

$$E(y_t^2) = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k E(x_{i,t}x_{j,t}) \quad (9)$$

$$= \sum_{i=1}^k E(x_{i,t}^2) + \sum_{i=1}^k \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^k E(x_{i,t}x_{j,t}) \quad (10)$$

Donde $E(y_t^2)$ corresponde al segundo momento no centrado de la serie y dado que a cada serie se le resta su media, se puede interpretar como una medida de distancia promedio respecto al estado estacionario, esto sin importar el *set* de información Ω (por ejemplo, una crisis) en el cual se evalúe $E(y_t^2|\Omega)$. Con el objetivo de simplificar la interpretación, en el resto del documento se hace referencia a $E(y_t^2)$ como la “variabilidad” de la serie.

Si se divide la expresión (10) entre $E(y_t^2)$ se obtiene la proporción de la variabilidad de la serie asociada a cada *shock*, donde $E(x_{i,t}^2)/E(y_t^2)$ corresponde a la explicada exclusivamente por el *shock* i , y $E(x_{i,t}x_{j,t})/E(y_t^2)$ a la explicada conjuntamente entre el *shock* i y el *shock* j , debido a que estos presentan movimiento conjunto. Esta variación conjunta será asociada a cada *shock* mediante un promedio ponderado de la siguiente forma: $E(x_{i,t}^2)/[E(x_{i,t}^2) + E(x_{j,t}^2)]$.

5. Resultados

En la Tabla 4 y la Figura 1 se presenta la descomposición histórica de las series del crecimiento del crédito y la tasa de interés activa de acuerdo con las estimaciones¹². La primera fila de valores en la tabla corresponde a la proporción de variabilidad de cada serie asociada a cada *shock* sin condicionar la muestra de datos. Esta se interpreta de la siguiente forma: durante el período de estudio, en promedio los *shocks* de riesgo de crédito han explicado el 37.7 por ciento de la variabilidad del crédito, mientras que los de liquidez han explican un 32.3 por ciento, para un total conjunto de 69.9 por ciento.

De igual forma, los *shocks* de oferta considerados han explicado el 67.3 por ciento de la variabilidad de la tasa de interés activa, debido principalmente a los de liquidez que aportan 57.7 puntos porcentuales de dicha proporción. Dado estos resultados y considerando que pueden existir otros tipos de *shocks* de oferta, esto sugiere que el SBF posee un elevado poder de mercado, lo cual se encuentra acorde con el hecho de que el mismo se encuentra altamente concentrado¹³.

¹²La DH del resto de variables se presenta en el anexo A.2.

¹³De acuerdo con Morales & Canales (2016), Narváez et al. (2005) y estimaciones propias del Índice Herfindahl-Hirschman (IHH) presentadas en el Anexo A.1. Véase Rhoades (1993) para más detalles metodológicos del IHH.

TABLA 4: Descomposición Histórica de la Variabilidad de las Series

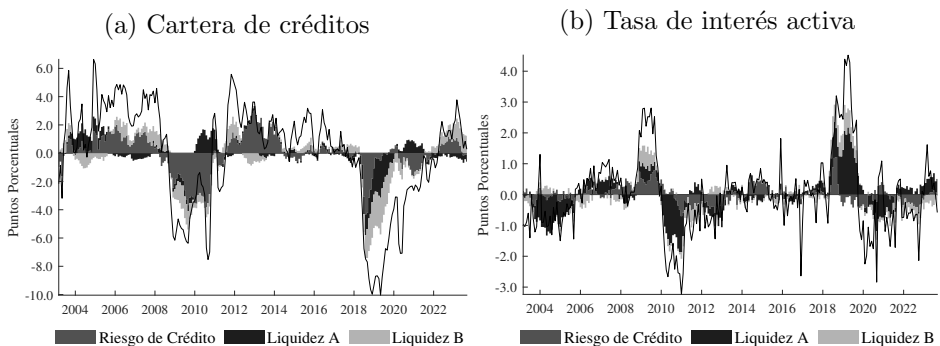
Estadístico	Crecimiento del crédito				Tasa de interés activa			
	Riesgo de Crédito	Liquidez		Total Explicada	Riesgo de Crédito	Liquidez		Total Explicada
		A	B			A	B	
$E(y_t^2)$	37.7	10.7	21.6	69.9	9.8	48.5	9.2	67.3
$E(y_t^2 x_t > 0)$	39.7	5.2	15.3	60.2	19.6	37.6	5.4	62.6
$E(y_t^2 x_t < 0)$	37.1	13.6	22.9	73.6	7.0	51.9	10.5	69.4
$E(y_t^2 PreP)$	38.9	12.9	21.6	73.4	9.2	52.7	8.9	70.7
$E(y_t^2 P)$	16.8	(2.9)	4.0	17.8	10.0	25.2	6.5	41.7
$E(y_t^2 PostP)$	23.5	(1.4)	69.5	91.6	23.2	2.1	15.8	41.0
$E(y_t^2 CFI)$	71.7	4.8	10.2	86.7	12.8	47.4	8.3	68.5
$E(y_t^2 ES)$	17.8	26.3	33.7	77.8	3.1	64.4	12.5	80.0

Nota: $-x_t$ corresponde al crecimiento del crédito, “CFI” a Crisis Financiera Internacional, “ES” a Eventos Socio-políticos y “P” a la Pandemia del coronavirus. PreP: pre-pandemia. PostP: post-pandemia. Expresado como porcentaje de la variabilidad de cada serie.

Fuente: Elaboración propia.

Adicionalmente, en la Tabla 4 se presenta la DH de variabilidad de las series evaluada en diferentes *sets* de información. Específicamente, se evalúan asimetrías en la variabilidad asociadas a si el crecimiento del crédito (denotado en la tabla como x_t) se encuentra por encima o por debajo de su estado estacionario, y se examinan diferencias entre la crisis financiera internacional (2008M09-2011M07), los eventos socio-políticos de 2018 (2018M04-2020M01) y la pandemia del coronavirus (2020M02-2022M03).

FIGURA 1: Descomposición Histórica



Nota:—Diferencia en puntos porcentuales con respecto al estado estacionario.

Fuente: Elaboración propia.

Los resultados sugieren que en promedio los *shocks* de oferta considerados son más relevantes para explicar los períodos de contracción del crédito que los períodos de expansión, sin embargo, existen diferencias importantes entre períodos. Por

ejemplo, durante la pandemia los *shocks* considerados explican únicamente el 17.8 por ciento de la volatilidad del crédito, lo cual sugiere que en este período pudo haberse observado una contracción de la demanda de créditos u otro tipo de *shocks* de oferta no considerados.

En cambio, en el período posterior a la pandemia el crecimiento del crédito se ha ubicado por encima de su promedio histórico, y según las estimaciones, esto se debe principalmente a un incremento significativo de la oferta. Esto podría explicar por qué entre febrero y diciembre 2022 la tasa de interés activa de corto plazo en ME solamente incrementó 100 puntos base, a pesar de que la Reserva Federal de Estados Unidos incrementó su tasa de política monetaria en 400 puntos base y el BCN su tasa de referencia monetaria en 350 puntos base.

Por otro lado, los *shocks* de riesgo de crédito explican una proporción mayor de la volatilidad del crédito, mientras que los de liquidez tienden a explicar una mayor proporción de la volatilidad de la tasa activa. Esta relación se mantiene en todos los escenarios, exceptuando el caso de los eventos socio-políticos de 2018, período en el que los *shocks* de liquidez cobraron una mayor relevancia en la volatilidad del crédito y de la tasa de interés. También se puede destacar que la participación del riesgo de crédito en la volatilidad del crédito incrementa hasta el 71.7 por ciento en el período de la Crisis Financiera Internacional.

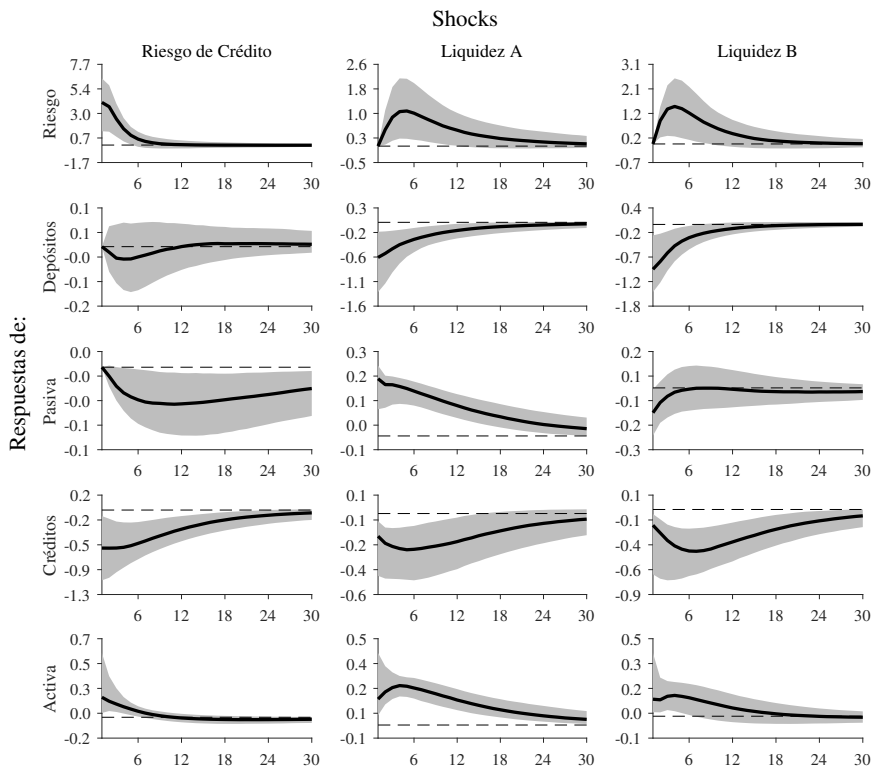
Cabe resaltar que una proporción considerable de la variabilidad del crédito no es explicada por los *shocks* propuestos, lo que podría ser el resultado otros *shocks* que no están siendo modelados o de asimetrías que no están siendo capturadas en las estimaciones, por ejemplo, las contracciones del crédito en períodos de crisis tienden a ser mucho más rápidas que las expansiones.

Las FIR sugieren que los *shocks* de oferta considerados tienen un efecto persistente sobre el crecimiento del crédito, pues este responde de manera significativa por más de un año en todos los casos, e inclusive dos años en el caso de la contracción de depósitos sin restringir la tasa pasiva. Coherente con lo presentado en la Tabla 4, el *shock* de liquidez asociado a una contracción de la oferta de depósitos presenta un efecto que tiende a crecer y ser más persistente (más de 24 meses) sobre la tasa activa en comparación a los otros dos *shocks* (un semestre de duración).

Según las estimaciones, el *shock* de riesgo de crédito tiende a provocar una reducción de la tasa pasiva, lo cual es coherente con lo sugerido por el modelo Monti-Klein. Dada la contracción de la oferta de crédito, la probabilidad de incurrir en gastos inesperados por retiros de depósitos se reduce y el banco tiene incentivos a reducir su costo financiero asociado a operaciones pasivas. Notar también que esta reducción de la tasa pasiva es de magnitud reducida y que la reacción de los depósitos del público es no significativa, esto sugiere que la banca comercial puede también tener como objetivo no producir una reducción de los depósitos.

Por su parte, el *shock* de oferta de depósitos (Liquidez A) posee un efecto mayor y más persistente sobre la tasa activa, pero menor y menos persistente en la contracción del crédito, en comparación al *shock* de depósitos en el cual no se restringe la tasa pasiva (Liquidez B). Esto sugiere que el principal mecanismo de transmisión sobre el crédito está dado por el requerimiento de liquidez asociado a la reducción de los depósitos, y sobre la tasa activa está dado por la variación de tasas pasivas. Al incrementar la tasa de interés pasiva con el objetivo de retener depósitos, los bancos comerciales generan presiones negativas sobre su rentabilidad, por lo que existe la posibilidad de que este costo sea transmitido a los deudores.

FIGURA 2: Funciones Impulso-Respuesta



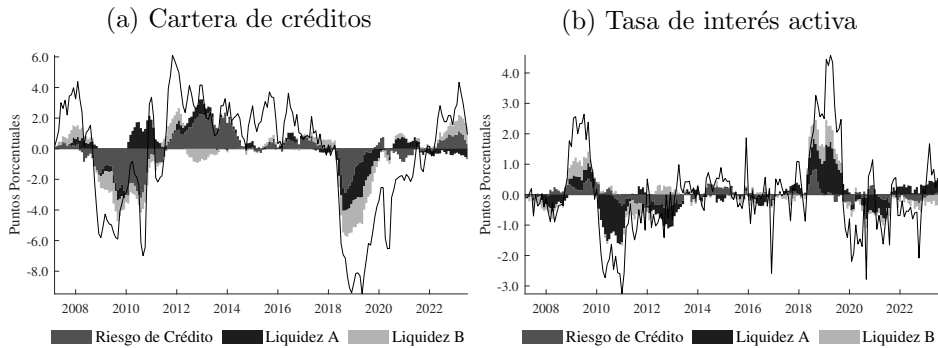
Nota: Área sombreada corresponde a los intervalos de confianza al 90 por ciento y la línea sólida a la mediana de las estimaciones. Eje horizontal medido en meses a partir del *shock*.

Fuente: Elaboración propia.

Finalmente, se puede destacar que la cartera en riesgo reacciona positivamente ante el *shock* de liquidez, lo cual, no necesariamente debería interpretarse como una relación causal. Esto podría estar asociado a una previsión de los depositantes de que la situación de los bancos se deteriorará y por ende, deciden realizar retiros de depósitos con el objetivo de mitigar potenciales pérdidas. También es posible

que la simultaneidad de *shocks* esté afectando negativamente las estimaciones.

FIGURA 3: Descomposición Histórica (robustez)



Nota:—Diferencia en puntos porcentuales respecto al estado estacionario.

Fuente: Elaboración propia.

Por su parte, en la Figura 3 se resumen los resultados del ejercicio de robustez (el resto de estimaciones se presenta en el Anexo A.3), este consiste en añadir variables, restricciones adicionales y reducir la longitud de la muestra (véase sección 4.3 para mayor detalle). Como resultado, la proporción de variabilidad de las series del crecimiento del crédito y la tasa activa explicada por los *shocks* considerados se reduce, sin embargo, los resultados son muy similares a los presentados previamente. De igual manera ocurre con las FIR, en todos los *shocks* el crédito se contrae de manera persistente y la tasa activa reacciona más ante una contracción de la oferta de depósitos.

El hecho de que las descomposiciones históricas y las FIR presenten pocas variaciones en este ejercicio, implica que los *shocks* de oferta identificados previamente están muy relacionados con la evolución del entorno macroeconómico y que los resultados son robustos ante los cambios propuestos. Asimismo, sugieren que el incremento de las provisiones puede ser un mecanismo de transmisión de los *shocks* de riesgo de crédito, como lo sugiere el modelo analizado en la subsección 3.

6. Discusión

De acuerdo con los resultados, los *shocks* de oferta asociados al riesgo de crédito y las condiciones de liquidez tienen un efecto significativo sobre la evolución del crédito. En la siguiente sección se discuten las implicancias de estos resultados para futuras líneas de investigación, así como una breve reseña de políticas económicas dirigidas a prevenir y mitigar este tipo de *shocks*.

6.1. Riesgo de liquidez

En cuanto a la contracción de oferta de depósitos, según [Aliber & Kindleberger \(2015\)](#) la visión Austríaca, sugiere que la “respuesta más eficiente” ante una corrida bancaria es “dejarla”, es decir, permitir que ocurra la corrida y que la economía se ajuste a la reducción en la riqueza de los hogares, la descapitalización de los bancos y la desaceleración del gasto de consumo de los hogares y empresas.

El principal argumento detrás de esto se encuentra en el riesgo moral, el cual establece que una mayor intervención de las autoridades ante la ocurrencia de una crisis podría derivar en una mayor disposición por parte de la banca a tomar riesgos y por ende, provocar una mayor crisis en el futuro. Sin embargo, en la práctica se adoptan políticas económicas que permitan reducir la probabilidad de que este tipo de *shocks* se materialicen y mitigar el impacto que estos puedan tener sobre la banca en caso de materializarse, en ambos casos, sin generar un problema de riesgo moral.

Una política macro-prudencial en esta línea son los seguros de depósitos, de acuerdo con [Diamond & Dybvig \(1983\)](#) y [Aliber & Kindleberger \(2015\)](#), teóricamente, estos permiten reducir los incentivos del público a retirar sus depósitos ante la sospecha de una quiebra bancaria, pues sus recursos están garantizados por dicho instrumento.

En el caso de Nicaragua, en 2005 se constituyó el Fondo de Garantía de Depósitos (FOGADE), el cual cubre hasta 10 mil dólares por depositante ante el caso de liquidación forzosa de un banco ([Asamblea Nacional de la República de Nicaragua 2005](#)). Todos los bancos que operan en Nicaragua deben formar parte del FOGADE y estos deben aportar recursos para la capitalización de este fondo, mitigando así parte del riesgo moral; asimismo, todas las entidades tienen la obligación de dar a conocer a sus clientes que sus depósitos están garantizados por este fondo.

A pesar de la existencia del FOGADE, durante 2018 se observaron retiros de depósitos importantes, lo cual, podría asociarse al hecho de que la cobertura por depositante está limitada. Evidencia de esto es el hecho de que con la creación de los Bonos para el Fortalecimiento de la Solidez Financiera, cuyo objeto era respaldar líneas de asistencia financiera otorgadas por el BCN y la cobertura de los depositantes ([Asamblea Nacional de la República de Nicaragua 2018](#)), la velocidad en los retiros de depósitos se redujo. Por tal razón, una potencial línea de investigación podría estar enfocada en cómo incrementar la efectividad del FOGADE como mecanismo de prevención de corridas bancarias.

Por otra parte, la evidencia empírica sugiere que los seguros de depósitos que cubren de manera incondicional a los bancos tienden a generar riesgo moral, incrementar el riesgo sistémico y aumentar la probabilidad de crisis bancarias (véase por ejemplo [Calomiris & Jaremski \(2016\)](#), [Goodspeed \(2015\)](#), [Carr et al. \(1994\)](#)). Según [Demirgüç-Kunt & Detragiache \(2002\)](#) la repercusión negativa del

seguro de depósitos en la estabilidad bancaria tiende a ser más fuerte cuanto más amplia sea la cobertura ofrecida a los depositantes, cuando el esquema está financiado y es administrado por el gobierno, en lugar del sector privado.

En este sentido, según [Acharya & Thakor \(2016\)](#) la inyección de liquidez condicional a la naturaleza del *shock* es más eficiente, pues esta preserva la disciplina del mercado. Según los autores, las pérdidas que resultan de *shocks* sistémicos deberían estar protegidas, no así las pérdidas que surgen de *shocks* idiosincrásicos.

Durante 2018-2019 se implementaron una serie de medidas de política monetaria y financiera con el fin de resguardar la estabilidad financiera, de las cuales destaca la introducción de los Reportos Monetarios (RM) como mecanismo de inyección de liquidez, colateralizados con títulos de inversión públicos emitidos por el BCN o el Ministerio de Hacienda y Crédito Público (MHCP) como garantía de la operación ([BCN 2018](#)).

En este sentido, los RM son un instrumento de inyección de liquidez condicional a un perfil de activos que favorezca la tenencia de títulos públicos, lo cual es menos probable si la institución está concentrada en colocación de créditos o si esta invierte en el exterior. Posterior a la introducción de los RM, el Sistema Bancario ha incrementado de manera significativa su tenencia de títulos públicos, lo que facilitaría su acceso a liquidez en períodos de estrés a través de RM.

6.2. Riesgo de crédito

Tras la Crisis Financiera Internacional, el enfoque de la política macro-prudencial ha sido atenuar la naturaleza procíclica de la regulación bancaria, siendo el “colchón de capital contracíclico” (CCB por sus siglas en inglés) el principal instrumento para abordar los riesgos que surgen del excesivo crecimiento del crédito¹⁴.

De acuerdo con [Jiménez et al. \(2017\)](#), esta medida consiste en incrementar los requerimientos de provisiones en períodos de auge económico para que estas funcionen como amortiguador en períodos de recesión. Asimismo, mayores requerimientos sobre los fondos propios de los bancos pueden enfriar los auges del crédito, ya sea debido al mayor costo del capital bancario, o porque los bancos internalizan más los posibles costos sociales de los impagos de crédito (a través de un menor riesgo moral al tener más “piel en el juego”).

El principal caso de estudio en la literatura es el de España, donde se introdujo el CCB en el año 2000 en un período de auge económico. [Jiménez et al. \(2017\)](#) y [Drehmann & Gambacorta \(2012\)](#) señalan que esta medida ha permitido suavizar los ciclos de oferta de crédito y, en los malos tiempos, favorecer el rendimiento de las empresas. Si bien este caso ha sido exitoso, todavía existe un intenso debate en

¹⁴De acuerdo con [Aliber & Kindleberger \(2015\)](#), las crisis financieras suelen ser precedidas de un período gran expansión del crédito.

cómo se debe estructurar este instrumento.

Según Drehmann et al. (2011), el CCB debería cumplir una serie de criterios, entre los que destacan: identificar el momento adecuado para la acumulación y liberación de la reserva de capital¹⁵, asegurar que el tamaño de la reserva sea suficiente para absorber las pérdidas subsiguientes, ser robusto al arbitraje regulatorio y estar basado en reglas.

En el caso de Nicaragua, en septiembre de 2017 la SIBOIF dictó la “Norma sobre constitución de provisiones anticíclicas”, no obstante, dado el contexto adverso de los eventos de 2018 esta fue suspendida indefinidamente, siendo reactivada hasta finales de 2022 (BCN 2023). Una línea de investigación podría enfocarse en maximizar los potenciales beneficios del este fondo de provisiones anti-cíclico, por ejemplo, determinar su tamaño óptimo, la velocidad con la que debe ser constituido o mejorar su cláusula de ejecución.

Otra medida de política que puede permitir el suavizamiento del ciclo de crédito, a pesar del aumento del riesgo de impago, es una participación más activa de bancos estatales, como el caso de BancoEstado en Chile durante la Crisis Financiera Internacional. En diciembre de 2008 el Ministerio de Hacienda instruyó a BancoEstado hacer un esfuerzo especial para proporcionar créditos a las empresas y hogares. A fin de mantener la estabilidad financiera del banco y su coeficiente capital/créditos en línea con los bancos privados, BancoEstado recibió una inyección de capital de 500 millones de dólares, incrementando 50 por ciento el capital del banco (Lagos & Tapia 2014).

De acuerdo con Lagos & Tapia (2014) y Biron et al. (2019), esta medida fue efectiva para suavizar el efecto de la contracción del crédito de los bancos privados y destacan que BancoEstado siguió siendo rentable a pesar del contexto adverso, sugiriendo que el capital adicional que el gobierno puso en el banco se utilizó de manera productiva. Sin embargo, señalan que el efecto estuvo limitado por el tamaño de BancoEstado, y porque el crédito creció más para empresas grandes, las cuales no necesariamente tienen restricciones de financiamiento en comparación con las pequeñas y medianas empresas.

7. Conclusiones

Comprender la naturaleza de los *shocks* que provocan fluctuaciones en el crédito es fundamental para el diseño de políticas que permitan mitigar los efectos de los mismos, y así suavizar la evolución del ciclo financiero. Para el caso de Nicaragua,

¹⁵Los autores sugieren que el mejor indicador para la acumulación de capital es la brecha entre la relación crédito-PIB y su tendencia de largo plazo, ya que esta variable captura la acumulación de vulnerabilidades a nivel de sistema que típicamente conducen a crisis bancarias.

la evidencia empírica en esta línea es limitada, por tal razón, el presente estudio tiene como objetivo determinar la contribución de *shocks* de oferta de crédito sobre la evolución del crédito bancario y la tasa de interés activa en Nicaragua. Esto, a través de la estimación de modelos SVAR y la implementación restricciones de signo como estrategia de identificación. Las restricciones se derivan de una extensión del modelo teórico de Monti-Klein, y se identifican *shocks* de oferta de crédito asociados al deterioro de la calidad de la cartera y a la contracción de los depósitos del público.

Los resultados sugieren que los *shocks* considerados han explicado alrededor del 69.9 y 67.3 por ciento de la volatilidad del crédito y la tasa activa, respectivamente. Dado que pueden existir otros tipos de *shocks* a la oferta que no fueron modelados, esto sugiere que la evolución del crédito y de la tasa activa están determinadas principalmente por las entidades bancarias. Asimismo, esta contribución tiende a ser mayor en períodos de contracción del crédito, exceptuando el período de la pandemia, en el cual pudo haber jugado un mayor rol la demanda de créditos.

Por otro lado, las estimaciones sugieren que la contracción del crédito e incremento de la tasa activa observado en la Crisis Financiera Internacional, están asociados principalmente a factores de riesgo de crédito, mientras que lo observado durante 2018, fue resultado de una combinación de riesgo de crédito y de presiones de liquidez. Asimismo, según las estimaciones, los *shocks* de riesgo de crédito explican una proporción mayor de la volatilidad del crédito, mientras que los de liquidez tienden a explicar una mayor proporción de la volatilidad de la tasa activa.

Adicionalmente, se realizó un ejercicio de robustez que sugiere que estos *shocks* de oferta están asociados de manera importante con la dinámica de la actividad económica, y que uno de los mecanismos de transmisión del *shock* de riesgo de crédito puede ser el incremento procíclico de las provisiones por incobrabilidad de cartera.

Finalmente, los resultados del estudio sugieren que políticas enfocadas en la oferta de crédito pueden ser más efectivas que aquellas enfocadas en la demanda, ya sea para incentivar su crecimiento o para suavizar su volatilidad. Asimismo, indican que estas políticas enfocadas en la oferta podrían orientarse a mitigar el efecto del riesgo de crédito y de liquidez, para así afianzar la estabilidad financiera en Nicaragua.

Referencias

Acharya, V. V. & Thakor, A. V. (2016), 'The dark side of liquidity creation: Leverage and systemic risk', *Journal of Financial Intermediation* **28**, 4-21.

Alfaro, L., García-Santana, M. & Moral-Benito, E. (2021), 'On the direct and

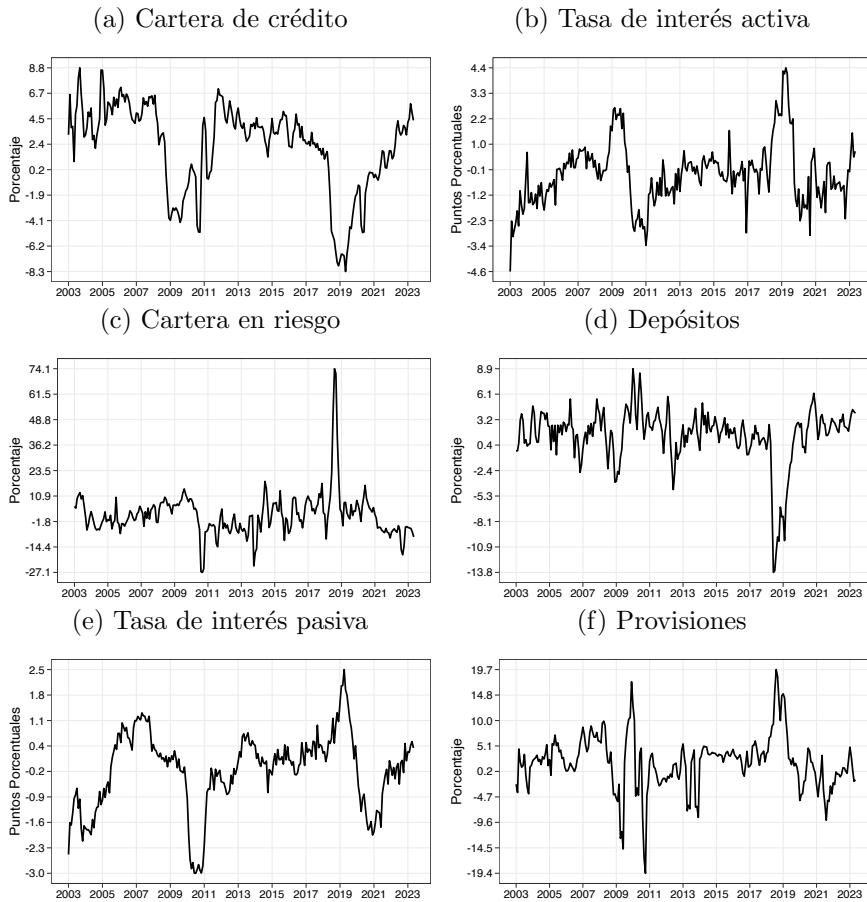
- indirect real effects of credit supply shocks', *Journal of Financial Economics* **139**(3), 895–921.
- Aliber, R. & Kindleberger, C. (2015), *Manias, Panics, and Crashes: A History of Financial Crises, Seventh Edition*, Palgrave Macmillan UK.
URL: <https://books.google.com.ni/books?id=QwhMrgEACAAJ>
- Amiti, M. & Weinstein, D. E. (2018), 'How much do idiosyncratic bank shocks affect investment? Evidence from matched bank-firm loan data', *Journal of Political Economy* **126**(2), 525–587.
- Arias, J., Rubio-Ramirez, J. F. & Waggoner, D. F. (2014), 'Inference based on SVARs identified with sign and zero restrictions: Theory and applications'.
- Asamblea Nacional de la República de Nicaragua (2005), 'Ley No. 551 del Sistema de Garantía de Depósitos'. Gaceta Oficial No. 168, Fecha de publicación: 30/08/05.
- Asamblea Nacional de la República de Nicaragua (2018), 'Ley No. 979. Ley de creación de los bonos para el fortalecimiento de la solidez financiera y del Comité de Estabilidad Financiera'. Gaceta Oficial No. 160, Fecha de publicación: 21/08/18.
- Balke, N. S., Zeng, Z. & Zhang, R. (2021), 'Identifying credit demand, financial intermediation, and supply of funds shocks: A structural VAR approach', *The North American Journal of Economics and Finance* **56**, 101375.
- Barnett, A. & Thomas, R. (2014), 'Has weak lending and activity in the UK been driven by credit supply shocks?', *The Manchester School* **82**, 60–89.
- Bassett, W. F., Chosak, M. B., Driscoll, J. C. & Zakrajšek, E. (2014), 'Changes in bank lending standards and the macroeconomy', *Journal of Monetary Economics* **62**, 23–40.
- BCN (2018), 'Reforma a las normas financieras para adoptar un esquema de operaciones monetarias diarias de absorción e inyección de liquidez'. RESOLUCIÓN N°. CD-BCN-XIX-1-18, publicada en La Gaceta, Diario Oficial N°. 94.
- BCN (2022), 'Informe de Estabilidad Financiera - Octubre 2022'.
- BCN (2023), 'Informe de Estabilidad Financiera - Abril 2023'.
- Bejarano, C. (2019), 'Modelación macroeconómica de probabilidad de default', *Revista de Economía y Finanzas* **6**(1).
- Bejarano, C. (2021), 'El impacto de la crisis sociopolítica nicaragüense de 2018 sobre el crecimiento del total de activos del sector bancario'.

- Biron, M., Córdova, F. & Lemus, A. (2019), 'Banks business model and credit supply in Chile: the role of a state-owned bank'.
- Budnik, K. B., Balatti, M., Dimitrov, I., Groß, J., Kleemann, M., Reichenbachas, T., Sanna, F., Sarychev, A., Siñenko, N. & Volk, M. (2020), 'Banking euro area stress test model'.
- Calomiris, C. W. & Jaremski, M. (2016), 'Deposit insurance: Theories and facts', *Annual Review of Financial Economics* **8**, 97–120.
- Carr, J., Mathewson, G. F. & Quigley, N. C. (1994), 'Ensuring failure: financial system stability and deposit insurance in Canada'.
- Christiano, L. J., Motto, R. & Rostagno, M. (2010), 'Financial factors in economic fluctuations'.
- Colombo, V. & Paccagnini, A. (2020), 'Does the credit supply shock have asymmetric effects on macroeconomic variables?', *Economics Letters* **188**, 108958.
- Curdia, V. & Woodford, M. (2010), 'Credit spreads and monetary policy', *Journal of Money, Credit and Banking* **42**, 3–35.
- Demirgüç-Kunt, A. & Detragiache, E. (2002), 'Does deposit insurance increase banking system stability? An empirical investigation', *Journal of Monetary Economics* **49**(7), 1373–1406.
- Diamond, D. W. & Dybvig, P. H. (1983), 'Bank runs, deposit insurance, and liquidity', *Journal of Political Economy* **91**(3), 401–419.
- Dieppe, A., Legrand, R. & Van Roye, B. (2016), 'The BEAR toolbox'.
- Drehmann, M., Borio, C. E. & Tsatsaronis, K. (2011), 'Anchoring countercyclical capital buffers: the role of credit aggregates'.
- Drehmann, M. & Gambacorta, L. (2012), 'The effects of countercyclical capital buffers on bank lending', *Applied Economics Letters* **19**(7), 603–608.
- Duchi, F. & Elbourne, A. (2016), 'Credit supply shocks in the Netherlands', *Journal of Macroeconomics* **50**, 51–71.
- Eickmeier, S. & Ng, T. (2015), 'How do US credit supply shocks propagate internationally? A GVAR approach', *European Economic Review* **74**, 128–145.
- Freixas, X. & Rochet, J.-C. (2008), *Microeconomics of banking*, MIT press.
- Gambetti, L. & Musso, A. (2017), 'Loan supply shocks and the business cycle', *Journal of Applied Econometrics* **32**(4), 764–782.

- Gertler, M. & Karadi, P. (2011), ‘A model of unconventional monetary policy’, *Journal of Monetary Economics* **58**(1), 17–34.
- Gilchrist, S. & Zakrajšek, E. (2012), ‘Credit spreads and business cycle fluctuations’, *American Economic Review* **102**(4), 1692–1720.
- Goodspeed, T. (2015), ‘Skin in the game: liability insurance, extended liability, and financial stability’, *Unpublished working paper*.
- Hristov, N., Hülsewig, O. & Wollmershäuser, T. (2012), ‘Loan supply shocks during the financial crisis: Evidence for the euro area’, *Journal of International Money and Finance* **31**(3), 569–592.
- Jermann, U. & Quadrini, V. (2012), ‘Macroeconomic effects of financial shocks’, *American Economic Review* **102**(1), 238–271.
- Jiménez, G., Ongena, S., Peydró, J.-L. & Saurina, J. (2017), ‘Macroprudential policy, countercyclical bank capital buffers, and credit supply: Evidence from the Spanish dynamic provisioning experiments’, *Journal of Political Economy* **125**(6), 2126–2177.
- Lagos, L. F. & Tapia, M. (2014), ‘Credit stabilization through public banks: the case of Banco Estado’, *Banco Central de Chile*.
- Morales, O. & Canales, R. (2016), ‘Estimación de Tres Índices de Concentración Económica: Una Aplicación al Sector Bancario en Nicaragua’, *Revista Electrónica de Investigación en Ciencias Económicas* **Vol.4**.
- Mumtaz, H., Pinter, G. & Theodoridis, K. (2018), ‘What do VARs tell US about the impact of a credit supply shock?’, *International Economic Review* **59**(2), 625–646.
- Narváez, R. D., Clévy, J. F. et al. (2005), ‘Determinantes del spread bancario en Nicaragua: un análisis econométrico’.
- Prisman, E. Z., Slovin, M. B. & Sushka, M. E. (1986), ‘A general model of the banking firm under conditions of monopoly, uncertainty, and recourse’, *Journal of Monetary Economics* **17**(2), 293–304.
- Rhoades, S. A. (1993), ‘The Herfindahl-Hirschman index’, *Federal Reserve Bulletin* **79**(1), 188.
- Sax, C. & Steiner, P. (2022), *seasonal: R Interface to X-13-ARIMA-SEATS*. R package version 1.90.
URL: <https://CRAN.R-project.org/package=seasonal>
- Shafir, E., Diamond, P. & Tversky, A. (1997), ‘Money illusion’, *The Quarterly Journal of Economics* **112**(2), 341–374.
- U.S. Census Bureau (2023), *X-13ARIMA-SEATS Reference Manual*, U.S. Census Bureau, Washington, D.C.

A. Anexos

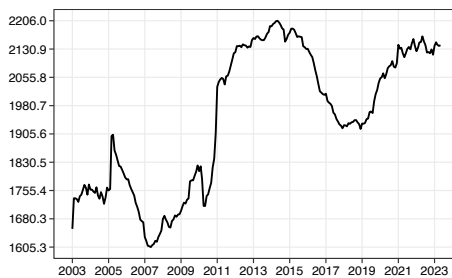
FIGURA A1: Evolución de las Series Consideradas



Fuente: Elaboración propia con datos del BCN.

A.1. Cálculo de concentración bancaria

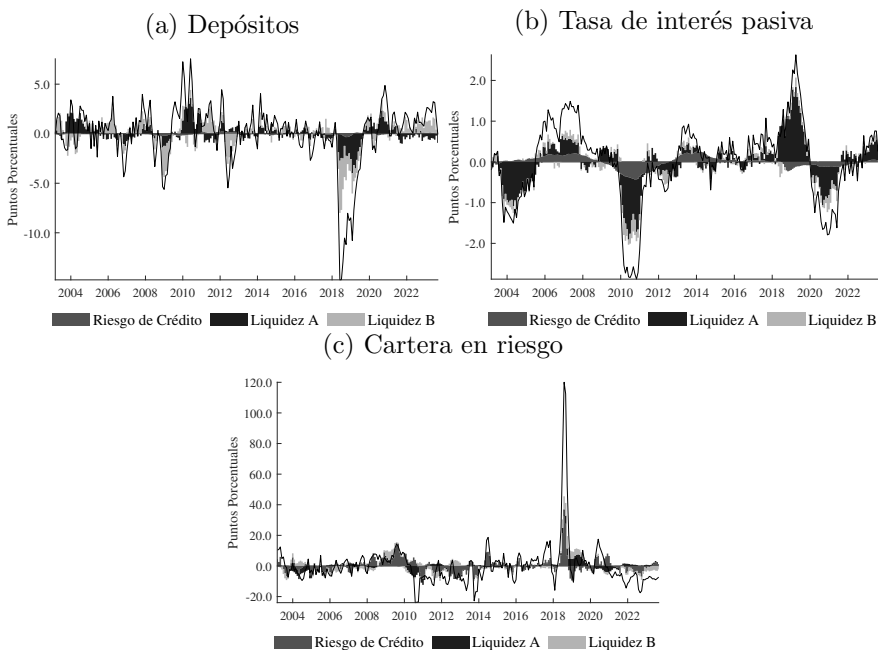
FIGURA A2: Índice de Concentración en Cartera de Créditos



Nota:—Realizado por bancos. Refleja el Índice Herfindahl-Hirschman.
Fuente: Elaboración propia con datos del BCN.

A.2. Shocks de oferta

FIGURA A3: Descomposición Histórica



Fuente: Elaboración propia con datos del BCN.

A.3. Análisis de robustez modelo VAR

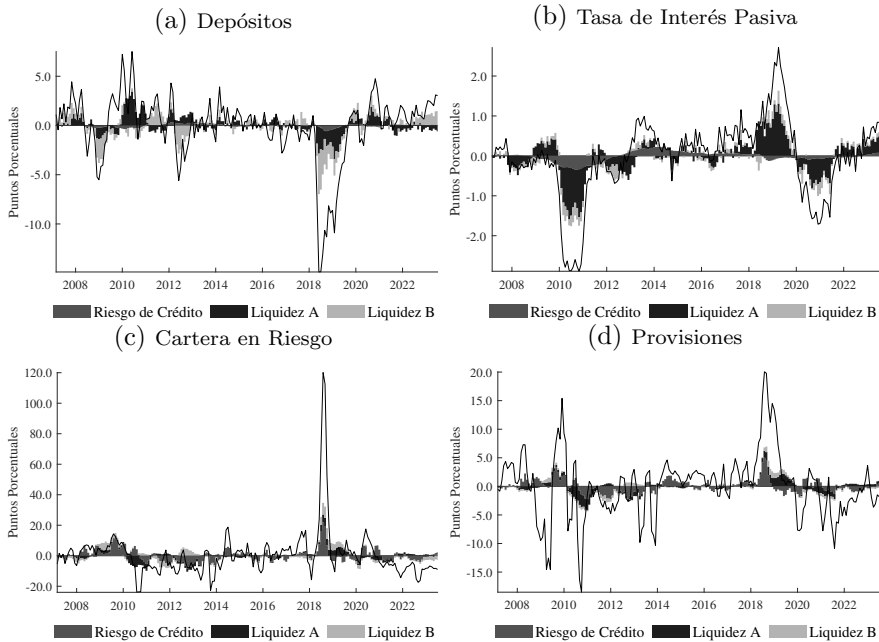
TABLA A1: Descomposición de la Variabilidad de las Series

Estadístico	Crecimiento del crédito				Tasa de interés activa			
	Riesgo de Crédito	Liquidez		Total Explicada	Riesgo de Crédito	Liquidez		Total Explicada
		A	B			A	B	
$E(y_t^2)$	30.0	10.0	10.7	50.7	5.3	36.3	8.8	50.4
$E(y_t^2 x_t > 0)$	33.2	5.9	5.4	44.5	9.8	23.9	5.4	39.1
$E(y_t^2 x_t < 0)$	28.5	11.6	12.8	52.9	4.1	40.2	9.9	54.2
$E(y_t^2 PreP)$	32.8	12.2	11.4	56.3	5.3	40.4	9.2	54.9
$E(y_t^2 P)$	1.7	1.7	1.1	4.5	4.3	20.5	5.2	30.0
$E(y_t^2 PostP)$	28.8	(2.3)	24.0	50.5	5.3	(2.5)	5.8	8.7
$E(y_t^2 CFI)$	49.5	3.7	7.6	60.8	4.1	43.9	7.0	55.0
$E(y_t^2 ES)$	18.2	23.6	19.9	61.7	3.7	44.7	12.8	61.2

Nota: $-x_t$ corresponde al crecimiento del crédito, “CFI” a Crisis Financiera Internacional, “ES” a Eventos Socio-políticos y “P” a la Pandemia del coronavirus. Expresado como porcentaje de la variabilidad de cada serie. PreP: pre-pandemia. PostP: post-pandemia.

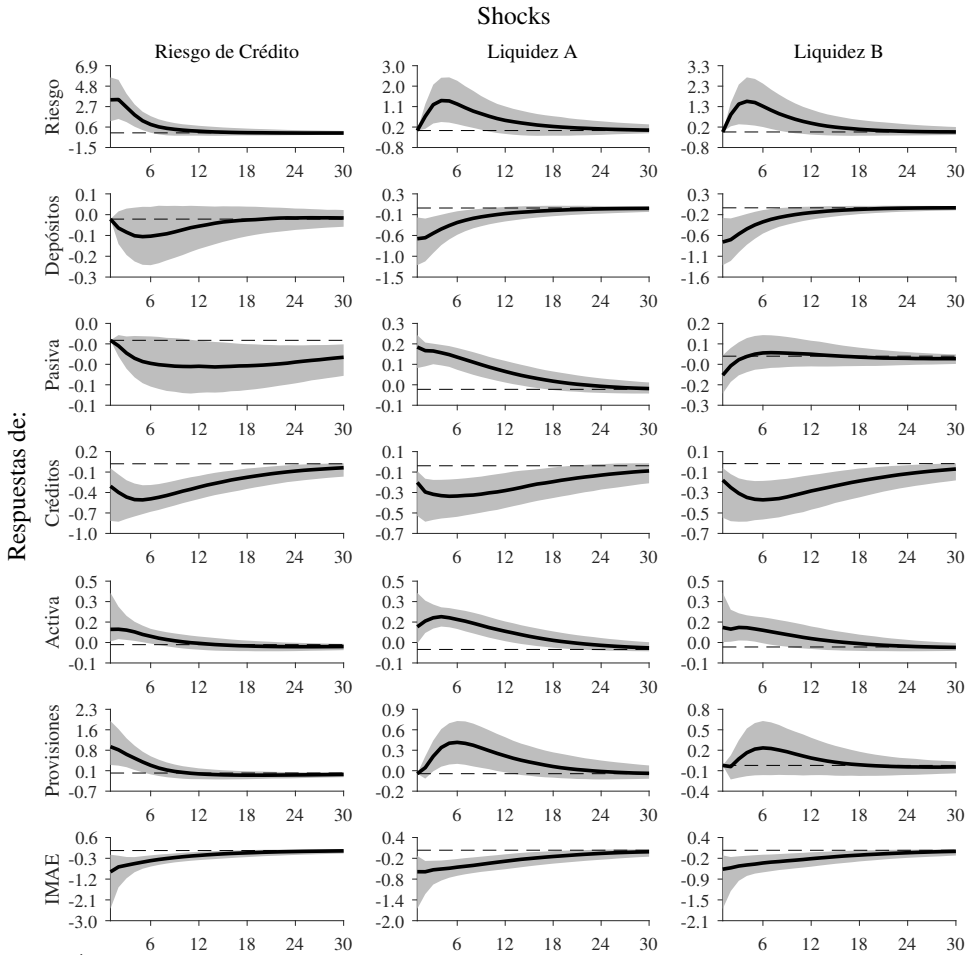
Fuente: Elaboración propia.

FIGURA A4: Descomposición Histórica



Fuente: Elaboración propia con datos del BCN.

FIGURA A5: Funciones Impulso-Respuesta



Nota:--Área sombreada corresponde a los intervalos de confianza al 90 por ciento, y la línea sólida a la mediana de las estimaciones.

Fuente: Elaboración propia con datos del BCN.

Tasas de interés de reportos y su relación con las tasas activas de la banca nicaragüense

Néstor Torres Betanco *

Resumen

Luego del choque adverso que atravesó Nicaragua en 2018, se introdujeron operaciones activas de reportos por parte del Banco Central, mismas que buscaban proveer liquidez en un momento de estrés económico y financiero. Esta provisión de liquidez se ha otorgado con una tasa de interés definida por la Autoridad Monetaria, o por condiciones de competencia, afectando directamente el costo de financiamiento de la banca a través del mecanismo de reportos. Este estudio pretende estimar la relación entre la tasa de interés de esas operaciones de reportos y las tasas activas de los bancos comerciales, entre 2018 y 2023. Los resultados indican que la tasa de operaciones activas del Banco Central ha presentado una relación positiva y significativa con la tasa activa de los bancos comerciales, siendo una relación más fuerte que la observada entre la tasa activa y la tasa de operaciones interbancarias.

Palabras Clave: Nicaragua, Liquidez, Mercado interbancario, Reportos monetarios, Tasas de interés

Códigos JEL: E43, E44, E51

*El autor pertenece a la Gerencia de Investigaciones Económicas del Banco Central de Nicaragua. El autor agradece los comentarios y sugerencias de Antonio Brenes, Mario Aráuz y Christian Bejarano. Para comentarios comunicarse al correo: ntorres@bcn.gob.ni. El contenido de este documento es de exclusiva responsabilidad de su(s) autor(es), y no necesariamente representa la posición oficial del Banco Central de Nicaragua.

1. Introducción

El estudio de la determinación de las tasas de interés de parte de los bancos comerciales, es un elemento esencial para entender la capacidad y el eventual mecanismo de transmisión convencional de la política monetaria de los Bancos Centrales. [Bernanke & Gertler \(1995, p.28\)](#) señalan que la política monetaria puede afectar las tasas de interés del mercado crediticio mediante el abaratamiento del acceso a liquidez de corto plazo, por ejemplo, a través de operaciones activas de inyección de liquidez de parte del Banco Central.

El presente estudio pretende estimar la relación (o traspaso) de la tasa de interés de operaciones activas de inyección de liquidez del Banco Central en Nicaragua (i.e., reportos monetarios), con las tasas de operaciones crediticias de los bancos comerciales. En el estudio se usa principalmente la tasa activa de los bancos comerciales para créditos en moneda extranjera (dólares), dado que estos representan más del 90 por ciento de la cartera total, pero también se analizan las relaciones con la tasa de créditos en moneda nacional.

Las operaciones de reportos surgieron a mediados de 2018 en el contexto del choque adverso que enfrentaba el país en ese momento, por lo que resulta desafiante identificar el potencial efecto de estas operaciones sobre las tasas del sistema bancario, en un contexto de turbulencia social, económica y financiera. Para lograr el objetivo del estudio, se parte identificando el efecto del *shock* de 2018 sobre las tasas de interés de créditos bancarios, para luego centrar el análisis en la potencial transmisión de las tasas de reportos del Banco Central sobre las tasas de interés de los bancos comerciales, usando datos entre 2018 y 2023. Particularmente, el estudio desarrolla y amplía el modelo teórico presentado en [Dhal \(2010\)](#), el cual simplifica las condiciones de intermediación de los bancos, incluyendo fricciones regulatorias, pero también se incorporan costos operativos e impuestos. El modelo permite introducir elementos que facilitan el análisis de la evidencia empírica presentada, así como sus eventuales mecanismos.

Los resultados sugieren que, tras el choque de 2018, las tasas de interés activas de los bancos comerciales incrementaron entre 2.3 y 2.7 puntos porcentuales en promedio entre 2018 y 2020. En este contexto, se observa que las operaciones activas de reportos del Banco Central funcionaron como un ‘sustituto’ de las operaciones interbancarias, en un contexto donde las operaciones interbancarias perdían preponderancia. De ese modo, se

observa también una relación positiva y estadísticamente significativa entre las tasas de operaciones activas del Banco Central, y las tasas activas de los bancos comerciales. Particularmente, se encuentra que un incremento de 1 punto porcentual de la tasa de reportos, se asocia con alzas de entre 0.10 y 0.30 puntos porcentuales en las tasas de operaciones crediticias del sistema bancario. Esa relación es más débil en el caso de la tasa de créditos en moneda nacional.

Los resultados permiten concluir que las operaciones activas del Banco Central (i.e., reportos) cobraron relevancia durante el periodo de incertidumbre de 2018, sustituyendo en parte a las operaciones realizadas en el mercado interbancario, no solo en volumen, sino también en su eventual capacidad de incidir en las tasas activas del sistema bancario. Sin embargo, dado que la relación entre tasas de interés es estimada incorporando un periodo de estrés económico y financiero, los resultados podrían no ser extrapolables a periodos ‘normales’, cuando las operaciones activas del Banco Central pueden tener una menor representatividad.

El estudio se ordena de la siguiente manera. En la sección 2 se presenta la revisión de literatura. La sección 3 desarrolla y discute el modelo teórico planteado. En la sección 4 se introducen los aspectos metodológicos. Por su parte, en la sección 5 se presentan y discuten los resultados, mientras que la sección 6 concluye.

2. Revisión de Literatura

La política monetaria convencional de los Bancos Centrales posee distintos canales mediante los cuales se puede transmitir a los precios de bienes y servicios, como: el precio de activos, el tipo de cambio y el canal del crédito. [Bernanke & Gertler \(1995\)](#) centran su análisis en el canal del crédito, argumentando que es uno de los canales de más rápida transmisión de la política monetaria, pero que su efecto se puede ver limitado por condiciones de mercado (e.g., competencia) o por factores como el riesgo. Esto significa que los bancos comerciales pueden ser reacios a modificar sus tasas de interés luego de un cambio en la tasa de política monetaria del Banco Central, dependiendo si existen o no factores limitantes de este tipo.

[Illes et al. \(2015\)](#) discuten que el canal del crédito efectivamente limita la transmisión de la política monetaria debido a elementos como el riesgo, lo que se ha hecho particularmente visible tras la Crisis Financiera Global de

2008-2009. Según Illes et al. (2015, p.2), existen tres elementos particulares que han influido en una baja transmisión (o *pass-through*) de la tasa de política monetaria a las tasas activas de los bancos. En primer lugar, la tasa de política monetaria define las condiciones de acceso a liquidez a (muy) corto plazo, revelando un descalce de plazos respecto a los activos de los bancos comerciales, los cuales normalmente poseen un mayor plazo (ibid). Por tanto, la diferencia entre la tasa de política monetaria y la tasa activa de los bancos representa un premio por plazo. En segundo lugar, los bancos pueden obtener recursos de diversas fuentes como depósitos del público, emisión de deuda o participación en el mercado interbancario, por lo cual estas operaciones pueden poseer tasas de interés distintas a la de política monetaria, al incorporar elementos de riesgo o diferenciales de madurez. Finalmente, los bancos enfrentan limitaciones del *zero lower bound*¹ para tasas de interés de depósitos, por lo cual tienen también limitaciones para reducir en esa misma línea sus tasas activas (ibid, p.26).

Existe un vasto cuerpo de literatura empírica que estudia los determinantes de la tasa activa de los bancos comerciales (o su margen respecto a la pasiva), así como la transmisión de la tasa de política monetaria. Algunos estudios consideran elementos macroeconómicos (véase: Barajas et al. 1999, Saunders & Schumacher 2000, Giginishvili 2011, Agapova & McNulty 2016); factores microeconómicos (Saunders & Schumacher 2000, Gambacorta 2008, Kiptui 2014); así como condiciones de mercado o particularidades de los bancos (cf., Claeys & Vander Vennet 2008, Chortareas et al. 2012), entre otros.

Dentro de los factores macroeconómicos, Tarus & Manyala (2018) señalan que en países de África Subsahariana la inflación es uno de los factores que más incide en la tasa activa de los bancos y su diferencial respecto a la tasa pasiva (*spread*). La relación es negativa en los países en general, pero cuando se realiza el control por tamaño de bancos, se observa que las entidades de tamaño medio internalizan la tasa de inflación ampliando los *spreads* de tasas de interés, indicando que por cada punto porcentual de incremento de la inflación, el *spread* aumenta en torno a 0.2 puntos porcentuales (Tarus & Manyala 2018, p.344).

Cabe destacar que, el resultado general de Tarus & Manyala (2018), concuerda con lo encontrado en Malawi por Chirwa & Mlachila (2004), donde se observa que el *spread* de tasas de interés aumentó después de los procesos de liberalización financiera de finales de 1980, donde la

¹Límite inferior de tasas de interés de 0 por ciento.

inflación jugó un papel positivo en el incremento de dichos diferenciales de tasas, presentando una elasticidad entre 0.3 y 0.6 puntos porcentuales ante cambios en 1 punto porcentual de la inflación (véase Chirwa & Mlachila 2004, p.112). Esto también es consistente con lo evidenciado por Gambacorta (2008) en Italia y Brock & Suarez (2000) en América Latina. Para Brock & Suarez (2000), otro factor que amplifica el *spread* de tasas es la incertidumbre macroeconómica, definida como la volatilidad de los tipos de interés, pues ello es reflejo de mayor riesgo (ibid).

A nivel de bancos Zarruk & Madura (1992) y Dhal (2010) plantean modelos teóricos que incluyen elementos que explican las tasas de interés activas o su margen, tales como los niveles de reservas de liquidez (i.e., encaje legal), costos operativos o riesgo. Empíricamente, Brock & Suarez (2000) muestran que los costos financieros y operativos inciden positivamente en el diferencial de tasas de interés, con una elasticidad cercana a 0.10 y 0.30 puntos porcentuales por cada punto porcentual de aumento en los costos. Esto indica que, en la región, los costos son una de las principales razones del diferencial de tasas de interés (Brock & Suarez 2000, p.129). Cabe destacar que, según la evidencia de los autores, este factor tiene mayor influencia en Bolivia² y Argentina. En África Subsahariana Tarus & Manyala (2018, p.343) muestran un efecto similar, donde los costos operativos son más preponderantes en el *spread* en países de ingresos bajos. En Malawi y Nepal Chirwa & Mlachila (2004, p.18) y Bhattarai (2015, p.54) encuentran evidencia similar, sin embargo, sus resultados son poco robustos.

Según Tarus & Manyala (2018, pp.343-344) el efecto de los costos operativos en el *spread* de tasas, es similar al observado cuando se considera el tamaño de las entidades bancarias. Particularmente, los autores muestran que los bancos pequeños poseen una relación positiva de 0.26 puntos porcentuales de *spread* en promedio. Por su parte, los bancos grandes poseen una relación negativa de -0.39 puntos de *spread*. Esto sugiere que, en África Subsahariana, los bancos grandes presentan menores diferenciales de tasas que están asociados con su mayor capacidad de invertir en tecnología, lo cual les permite mejorar su eficiencia operativa y reducir costos (Tarus & Manyala 2018, p.344).

En América Latina, Gelos (2009) estima que a medida que los bancos son más grandes, tienden a tener menores márgenes de tipos de interés, y no se evidencia una relación clara con respecto al *spread* de tasas. Relacionado con

²Similar a la evidencia presentada por Beck & Hesse (2006) en Uganda.

lo anterior, usando evidencia de 80 países Demirgüç-Kunt & Huizinga (1999) muestran que los bancos extranjeros poseen mayores *spread* de tasas que los bancos locales, lo cual se deriva de la mayor búsqueda de rentabilidad, a pesar de que estos bancos posean mayores dotaciones tecnológicas (Ibid). Cabe destacar que los bancos internacionales reflejan mayor rentabilidad en países en desarrollo, en los que también se observan los mayores márgenes de tasas de interés.

El tamaño de los bancos es un elemento que puede definir el poder de mercado de los mismos. En la literatura económica se ha identificado que ello se puede relacionar con una baja competencia, por lo que el mayor poder de mercado puede también incidir en la determinación de precios clave como las tasas de interés (Barajas et al. 1999). Normalmente, los estudios evalúan el poder de mercado en función de la cantidad de activos (i.e., créditos o depósitos) que concentran los principales bancos. La evidencia que presentan Georgievska et al. (2010, pp.12-13) y Barajas et al. (1999, p.213) indica que el poder de mercado incide positivamente en la tasa activa y pasiva, con mayor efecto en economías emergentes. No obstante, esto contrasta con lo presentado en Beck & Hesse (2006, p.28), donde al medir el poder de mercado mediante la cantidad de depósitos de los bancos, la relación es negativa aunque menos robusta.

Dentro de los costos en que incurren los bancos, algunos estudios separan aquellos derivados de la tasa pasiva que pagan por los depósitos que reciben de los usuarios. Relacionado con ello, Gelos (2009) muestra que el *spread* de tasas en América Latina responde de forma positiva a la tasa de interés pasiva de los bancos. La relación encontrada por el autor es robusta e indica que ante una reducción de 1 punto porcentual de la tasa pasiva de los bancos, el diferencial de tasas se reduce entre 0.1 y 0.2 puntos porcentuales (Gelos 2009, p.803). Consistente con lo evidenciado por Gelos (2009), en su estudio, Georgievska et al. (2010, p.15) encuentran para Macedonia que la tasa pasiva de los bancos afecta positivamente su tasa activa, indicando que la tasa activa responde en 0.3 puntos porcentuales ante un aumento de 1 punto porcentual en la tasa pasiva.

Un elemento que ha sido muy estudiado ha sido la influencia de los requerimientos de reservas o encaje legal de parte de los bancos. En América Latina, Brock & Suarez (2000, p.113) concluyen que dichos requerimientos de reservas en algunos países funcionan como un impuesto que luego se traducen en mayores *spreads*. Gelos (2009) muestra empíricamente que los

requerimientos de reservas aumentan entre 0.04 y 0.06 puntos porcentuales el margen de tasas de interés, ante un aumento de 1 punto porcentual en la tasa de encaje. Cabe destacar que este efecto es estadísticamente significativo y similar al evidenciado en Malawi, donde [Chirwa & Mlachila \(2004\)](#) muestran que dicha relación es cercana a 0.10.

Así como en la literatura se ha estudiado la influencia de la tasa pasiva sobre la tasa activa, también se ha estudiado la influencia de la tasa de préstamos interbancarios o la tasa de referencia monetaria. En Chile, [Berstein & Fuentes \(2003\)](#) estudian el traspaso de tasas de interés interbancarias en las tasas activas de los bancos. En su estudio encuentran que el *pass-through* de la tasa interbancaria a la tasa activa es entre 0.7 y 0.8 puntos porcentuales, luego de un aumento de 1 punto porcentual en la tasa de operaciones interbancarias. Este resultado es similar al encontrado por [Gigineishvili \(2011\)](#) en un estudio realizado en 70 países a nivel global. En Colombia, [Becerra & Melo Velandia \(2009\)](#) concluyen que la transmisión de la tasa de operaciones de expansión monetaria del Banco Central, se transmite completamente a la tasa interbancaria en dos semanas, y en cerca de un año a la tasa activa y pasiva de los bancos comerciales.

[Blot et al. \(2013\)](#) estudian el *pass-through* de la tasa de referencia monetaria en la eurozona, donde muestran que la efectividad de su transmisión a las tasas bancarias se ha reducido después de la Crisis Financiera Global de 2008-2009. Un factor detrás de la baja transmisión de la tasa de política monetaria a las tasas activas de los bancos en la zona euro se relaciona con el riesgo, según [Gambacorta et al. \(2014\)](#) e [Illes et al. \(2015\)](#). [Vithessonthi et al. \(2017\)](#) muestran que en países como Alemania o Tailandia la tasa de referencia monetaria afecta la tasa activa de los bancos, pero solo a corto plazo (dos meses), mientras que en países como Suiza parece tener menos influencia. Esto es similar a lo que encuentra [Aleem \(2010\)](#) en India.

Lo anterior se relaciona con el hecho de que la tasa de referencia monetaria afecta la curva de tasas de corto plazo, sin embargo, los bancos suelen tener activos a más largo plazo ([Gambacorta 2008](#), [Illes et al. 2015](#)). Así, en la medida que la composición de activos sea a corto o a largo plazo, se tendería a observar un mayor o menor traspaso de la tasa de referencia a las tasas activas de los bancos comerciales.

[Nguyen & Islam \(2010\)](#) señalan que, además de haber heterogeneidad en la respuesta de las tasas activas a movimientos de la tasa de política monetaria,

se observan también asimetrías. En su estudio evidencian que las tasas de interés se ajustan de forma más rápida cuando el *spread* se amplía (Pal 2019). Por su parte, Matemilola et al. (2015) evidencian que los bancos bajan de manera importante su tasa activa ante reducciones de la tasa de política monetaria, pero eso no ocurre cuando las tasas de referencia suben. Esto indica que, en esos escenarios, domina la hipótesis de reacción de los consumidores (Matemilola et al. 2015, p.53), sugiriendo que los bancos no suben de forma abrupta los tipos de interés activos porque eso puede afectar la elasticidad precio-volumen de la actividad crediticia³.

3. Modelo

A pesar de que la literatura empírica que estudia los determinantes de la tasa activa de los bancos es amplia, no ofrece una parametrización para definir con claridad la naturaleza del traspaso de esos determinantes a la tasa de interés. Así, en este estudio se plantea una modificación al modelo presentado por Dhal (2010), en el cual, además de incluir las fricciones generadas por las regulaciones bancarias incorporadas por el autor, se introducen costos de operación e impuestos en la función de utilidad de los bancos.

El análisis teórico parte por suponer que los bancos poseen un balance financiero, el cual de manera contable se define de la siguiente forma:

$$L + I = D + K + B - R \quad (1)$$

La ecuación (1) refleja que los recursos líquidos que poseen los bancos pueden destinarse al otorgamiento de crédito (L), o a la inversión (I). Dichos recursos provienen de tres fuentes: i) los depósitos que reciben de sus clientes (D); ii) el capital aportado por los accionistas de los bancos (K); iii) o bien los recursos que los bancos pueden obtener en forma de préstamos (B). Los recursos de B provienen del mercado interbancario. Finalmente, R representa las reservas de liquidez que deben mantener los bancos comerciales en el Banco Central (i.e., encaje legal).

Dentro del modelo, se supone que los bancos deben mantener una proporción ε de los depósitos (D) en concepto de reservas (R); así como una proporción κ de capital (K), que es función de los activos (riesgosos) que poseen las

³Similar a lo encontrado por Clevy (2015) en Nicaragua para el caso de las tasas pasivas.

instituciones bancarias, que a su vez son proporción de los créditos totales (L)⁴. De ese modo, la ecuación (1) puede replantearse como:

$$L + I = D + \kappa L + B - \varepsilon D \quad (2)$$

Por lo tanto, al despejar (D) se tiene que:

$$D = \frac{(1 - \kappa)L + I - B}{(1 - \varepsilon)} \quad (3)$$

Debido a que los bancos buscan maximizar beneficios, y considerando la expresión (3) de los depósitos, se plantea la función de utilidad:

$$Max(\Pi) = (1 - \rho)(r_L - \tau_L)L + (r_I - \tau_I)I - r_D D - r_B B - \hat{\alpha}L \quad (4)$$

En (4) se incorpora un factor exógeno de riesgo de crédito (ρ), el cual compensa el retorno del otorgamiento de crédito (r_L), si $L \rightarrow \infty$ ⁵. En esta especificación teórica se incluyen también impuestos (o retenciones) τ_L y τ_I , que reflejan los impuestos pagados por los retornos de la actividad intermediadora (r_L), y los que son pagados por los retornos de las inversiones (r_I), respectivamente. Por su parte, r_D representa la tasa de interés pasiva de los bancos (que podría ser exógena), y r_B es la tasa que pagan los bancos a los acreedores por los préstamos que contratan en el mercado interbancario (e.g., por reportos). Finalmente, $\hat{\alpha}$ refleja los costos operativos derivados de la actividad intermediadora.

Al sustituir la restricción (3) en la función de utilidad (4), se tiene:

$$Max(\Pi) = (1 - \rho)(r_L - \tau_L)L + (r_I - \tau_I)I - r_D \left[\frac{(1 - \kappa)L + I - B}{(1 - \varepsilon)} \right] - r_B B - \hat{\alpha}L \quad (5)$$

Tomando las condiciones de primer orden de la ecuación (5) con respecto a los factores endógenamente definidos por los bancos: L , I y B (véase el Apéndice A para más detalle de la derivación), se tiene que:

$$\frac{\partial \Pi}{\partial L} \zeta_L = \left[(1 - \rho)(r_L - \tau_L) - \left(\frac{(1 - \kappa)}{(1 - \varepsilon)} \right) r_D - \hat{\alpha} \right] = 0 \quad (6)$$

Al despejar r_L de (6), se obtiene la expresión (7):

⁴Considerar que, $0 \leq \kappa, \varepsilon, \rho < 1$.

⁵Similar a lo discutido por Torres (2022).

$$r_L = \frac{1}{\zeta_L} \left[\tau_L + \frac{\hat{\alpha}}{1 - \rho} + \left(\frac{(1 - \kappa)}{(1 - \varepsilon)(1 - \rho)} \right) r_D \right] \quad (7)$$

En las expresiones (6) y (7), ζ_L representa la elasticidad del crédito y la tasa de interés, tal como supone Dhal (2010). Esto indica que el cambio en el volumen de crédito de los bancos dependerá de los cambios en la tasa de interés de sus operaciones activas; y a su vez, dicha elasticidad afecta la tasa de los créditos otorgados.

Al realizar un proceso similar para las variables I y B , se tiene que las tasas de interés de estas operaciones son:

$$r_I = \frac{1}{\zeta_I} \left[\tau_I + \frac{1}{(1 - \varepsilon)} r_D \right] \quad (8)$$

$$r_B = \frac{1}{\zeta_B} \left[\frac{1}{(1 - \varepsilon)} r_D \right] \quad (9)$$

Es importante notar que en las expresiones (7), (8) y (9), las tasas de interés están relacionadas de forma directa con la tasa que los bancos pagan a los depositantes (r_D). Es importante focalizar el análisis en la expresión (7). En esa expresión, la tasa de interés activa de los bancos (r_L) posee una relación positiva con los impuestos/retenciones que se aplican a los ingresos financieros derivados de los préstamos, pero también depende de los costos de operaciones. Esto indica que, aumentos en τ_L o $\hat{\alpha}$, según el modelo, se traducen directamente en aumentos en la tasa activa de los bancos.

De la ecuación (7), se puede analizar qué ocurre con la tasa activa de los bancos al cambiar la tasa pasiva. Esto se deriva de $\frac{\partial r_L}{\partial r_D}$, a partir de lo cual se tiene que esa relación es $\frac{1}{\zeta_L} \left[\frac{(1 - \kappa)}{(1 - \varepsilon)(1 - \rho)} \right]$, lo que indica que el *pass-through* de la tasa pasiva a la tasa activa es cercano a 1 en la medida que los elementos regulatorios incorporados (κ , ε) y ρ tienden a ser pequeños (tienden a cero); condicionado por la elasticidad de créditos y tasas de interés. Si κ es igual a 1, eso indica que los bancos deben tener aportes de capital equivalente a sus activos (L). En ese caso, la tasa de interés activa de los bancos se desvincula de lo que sucede con la tasa pasiva, debido a que, aunque se observe que $\Delta r_D \rightarrow \infty$, la tasa activa no responde a ese cambio (Δ). Esta implicación es llamativa y está relacionada con el hecho de que los bancos realizan operaciones activas con capital propio, lo cual hace que la tasa que pagan a los depositantes no tenga mayor incidencia,

debido a que el volumen de recursos captado a los depositantes tiende a cero.

Cuando se analiza ε , se observa que en la medida que este parámetro tiende a 1, en un contexto en el que $\kappa = \rho$, entonces el cambio de r_L ante un cambio en r_D se vuelve relevante. Esto es importante e indica que, en la medida que los bancos tienen mayores requerimientos de reservas de sus depósitos (i.e., encaje), eso se traduce en aumentos en la tasa de interés pasiva, lo cual se transmite también a la tasa activa. Esto es consistente con el comportamiento de la tasa de interés en el mercado de dinero, pues en la medida que se observen mayores niveles de liquidez en el mercado, esto estará relacionado con un menor precio de esa liquidez (e.g., una menor tasa de interés).

Según Dhal (2010), dado que los bancos pueden captar recursos no solo de los depositantes, sino de otros bancos (o del Banco Central), por simplicidad, se puede suponer que la tasa pasiva de los bancos es función de la tasa de referencia del mercado de dinero, que puede ser aproximada por la tasa de política monetaria r_P . De acuerdo con Dhal (2010), se puede suponer que la tasa pasiva r_D se determina por un factor $\hat{\eta}$ constante, y por un componente de incertidumbre μ_D ⁶ relacionado directamente con la tasa de política monetaria (r_P)⁷. Así,

$$r_D = \hat{\eta} + \mu_D r_P \quad (10)$$

De este modo, al sustituir (10) en (7), se puede analizar el resultado del cambio de r_L ante cambios en r_P ($\frac{\partial r_L}{\partial r_P}$), a partir de lo que se deriva la relación de interés entre la tasa activa de los bancos y la tasa de política:

$$r_L = \frac{1}{\zeta_L} \left(\frac{(1 - \kappa)}{(1 - \varepsilon)(1 - \rho)} \right) \mu_D \quad (11)$$

Con lo anterior, surge que:

$$\frac{\partial r_L}{\partial r_P} = \frac{\partial r_L}{\partial r_D} \mu_D \quad (12)$$

La expresión (12) indica que la respuesta de la tasa activa de los bancos, ante cambios (Δ) en la tasa de política, es proporcional a su respuesta ante

⁶Se supone que $0 \leq \mu_D \leq 1$.

⁷En este caso, r_P se considera exógeno a r_L , dado que las decisiones del Banco Central pueden afectar r_D , pero la tasa pasiva de los bancos comerciales podría no influir en las decisiones de la Autoridad Monetaria.

cambios en la tasa pasiva, ponderada por el factor de incertidumbre (μ_D). Así, en la medida que μ_D sea mayor, la sensibilidad de la tasa activa ante cambios en la tasa de política monetaria será mayor, comparado con los cambios que experimenta r_L ante cambios en la tasa pasiva (r_D). Si μ_D tiende a uno, entonces la respuesta de r_L será similar ante Δr_D o Δr_P . Si se supone que $0 \leq \mu_D \leq 1$, la respuesta de la tasa activa de los bancos tendería a ser más sensible a cambios en la tasa pasiva, comparado con cambios en la tasa de referencia monetaria del Banco Central (Δr_P), lo que podrá sugerir rigideces de ajuste de r_L ante Δr_P , o un bajo *pass-through* de r_P a r_L .

4. Aspectos Metodológicos

4.1. Datos

Para responder a la pregunta de investigación del estudio, se utilizan datos de la tasa de interés de créditos bancarios a corto plazo en moneda extranjera (menores a 1 año), ya que en el país los créditos en su mayoría se otorgan en esa moneda, representando alrededor del 90 por ciento del portafolio de los bancos (véase el panel (a) de la Figura 1). No obstante, también se usan tasas de créditos en moneda nacional. Los datos se extienden desde enero de 2002 hasta diciembre de 2022, y han sido obtenidos de los sitios oficiales del Banco Central de Nicaragua (BCN), del Fondo Monetario Internacional (FMI) y de la Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano (SECMCA), particularmente para variables externas⁸.

El *set* de datos incluye, entre otras, la variable de la tasa de interés, tanto activa como pasiva, de operaciones de corto plazo en moneda nacional y extranjera (Tabla A1)⁹. Consistente con el modelo planteado y la evidencia empírica descrita, se incorporan elementos que se identifican como determinantes de la tasa de interés activa.

En los datos también se incorporan elementos externos, como las tasas de interés de bonos del tesoro, así como la tasa de Fondos Federales¹⁰. Asimismo, se incluyen factores de mercado como el grado de concentración bancaria, los costos operativos, la liquidez o el nivel de adecuación de

⁸En algunos casos se retira el componente estacional de las series.

⁹Para efectos de análisis, las tasas se definen en términos nominales, pero en las estimaciones se controla por la inflación.

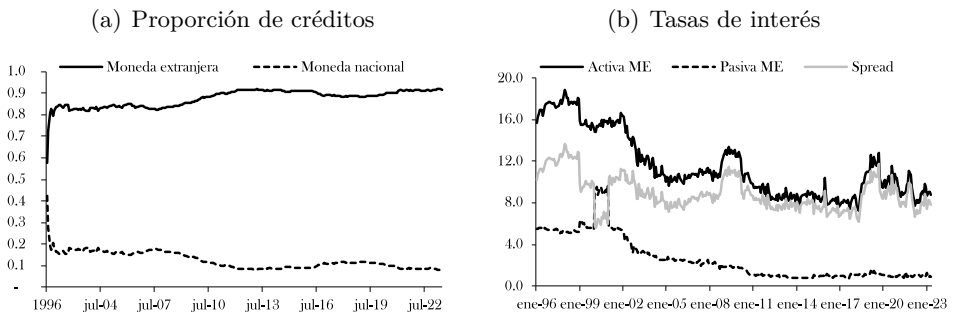
¹⁰Inicialmente se utilizó la tasa Libor, dado que esta tasa es considerada en créditos otorgados a tasa de interés variable en Nicaragua. Sin embargo, su publicación se discontinuó, por lo que se excluyó del análisis.

capital de los bancos, entre otros indicadores. En la Tabla A1 se muestra la definición y el detalle de las variables incorporadas en el estudio.

En el panel (b) de la Figura 1 se muestra el *spread* de tasas de interés, donde dicho diferencial, tras la Crisis Financiera Global de 2008-2009, ha presentado un co-movimiento muy cercano con la tasa activa del sistema bancario. Esto obedece en parte a que la tasa pasiva (de depósitos a muy corto plazo) ha presentado una tendencia decreciente de forma sostenida, mientras que la tasa activa parece ser más sensible a los distintos *shocks* que ha enfrentado el país en los últimos años.

Si bien se posee información de todas las variables hasta mediados de 2023, el análisis de la relación de tasas se delimita desde mayo de 2018 hasta diciembre de 2022, debido a la menor cantidad de operaciones de reportos realizadas entre el Banco Central y los bancos comerciales durante 2023, siendo similar a lo observado con las operaciones interbancarias de reportos y opciones entre bancos privados.

FIGURA 1: Proporción de Créditos y Tasas de Interés



Nota:—Porcentajes. Proporción de créditos en moneda extranjera. Tasa de interés de créditos en moneda extranjera. El *spread* se estima como la diferencia de la tasa activa y pasiva de corto plazo de operaciones en moneda extranjera.

Fuente: Elaboración propia con datos del BCN.

4.2. Estadísticos descriptivos

La Tabla 1 muestra los estadísticos descriptivos de las variables utilizadas, donde se puede observar que existe una importante diferencia en promedio entre la tasa activa y la pasiva de los bancos, lo cual se refleja también en la Figura 1. Además, en la Tabla 1 se muestran los datos de la tasa interbancaria, la cual en promedio es inferior a la tasa activa de los bancos

para las operaciones de corto plazo. Se debe tener en cuenta que la tasa interbancaria recoge operaciones con plazo igual o menor a 1 mes.

TABLA 1: Estadísticos Descriptivos

Variable	Obs.	Media	Std. Dev.	Mín.	Máx.
Tasa activa CPME ^a	328	11.5	3.1	7.2	18.9
Tasa activa CPMN	256	12.5	2.4	7.8	19.9
Tasa pasiva CPME ^a	330	2.6	2.1	0.7	9.6
Tasa pasiva CPMN	256	3.1	2.3	0.5	11.2
Crecimiento del IMAE	197	3.3	5.1	-13.5	19.0
Tasa SRM BCN ^b	52	5.3	1.6	3.2	8.5
Tasa VRM BCN ^b	52	6.8	2.0	4.8	10.5
Tasa interbancaria ^b	117	3.6	1.9	0.3	8.2
Concentración bancaria	258	76.6	4.1	66.5	81.2
Resultado fiscal	327	-4.7	38.8	-172.4	153.1
Crecimiento del numerario	257	15.5	11.6	-13.8	47.9
Inflación	295	7.4	4.1	-0.1	23.9
Dolarización depósitos	258	71.3	2.9	64.6	76.2
Deuda a PIB	255	70.7	32.4	43.0	150.9
Crédito privado a PIB	258	25.7	6.4	13.2	41.0
Provisiones/cartera vencida	258	188.5	50.5	114.9	372.8
Disponibilidades/obligaciones	258	33.8	6.7	23.9	51.3
Gastos administrativos	258	5.1	0.5	4.3	6.3
Excedente encaje MN	258	5.2	2.7	0.5	13.0
Excedente encaje ME	258	2.5	1.3	0.2	6.8
Brecha cambiaria ^c	258	0.2	0.1	0.1	0.7
Adecuación de capital	258	16.1	3.0	12.6	23.3
Tasa bonos del tesoro ^d	331	2.1	2.0	0.0	6.2
FED Funds Rate	283	1.7	1.9	0.1	6.5

Nota:—La tasa pasiva CPMN es la tasa a plazo de 1 mes en moneda nacional. ^a tasa de operaciones a corto plazo en moneda extranjera. ^b considera operaciones de reportos con plazos iguales o menores a 30 días de parte del Banco Central (BC), y en el mercado interbancario se incluyen también opciones. ^c brecha sobre tipos de cambio de compra y venta de mercado. ^d tasas para operaciones a 3 meses. CP: corto plazo. MN: moneda nacional. ME: moneda extranjera. VRM: ventanilla de reportos monetarios. SRM: subasta de reportos monetarios. Véase mayor detalle de las variables en la Tabla A1.

Fuente: Elaboración propia con datos del BCN, SECMCA y St. Louis FRED.

Algo que se debe destacar del sistema bancario en Nicaragua, es el grado de concentración que posee. Cuando este indicador se mide a través de los activos que poseen los tres principales bancos, se observa que en promedio esos bancos engloban más del 75 por ciento de esos activos, y en 2022 esa proporción se acercó a 80 por ciento. Cabe resaltar que la concentración de

depósitos posee una dinámica similar. Esto es importante, pues la literatura indica que a medida que el mercado es más concentrado, los bancos pueden tener mayor poder de fijación de precios, o en su efecto, tasas de interés (véase: Barajas et al. 1999, Georgievska et al. 2010).

Así como se presenta una concentración en los activos y pasivos del sistema bancario en Nicaragua, se observa también un alto grado de dolarización de depósitos y créditos. De ese modo, alrededor del 70 por ciento de los depósitos se encuentran en moneda extranjera. Por su parte, cerca del 90 por ciento de la cartera de crédito se encuentra en dólares (u otorgados en moneda nacional con mantenimiento de valor), sugiriendo que en Nicaragua existe un elevado grado de dolarización de activos (véase: Yeyati 2021).

Al analizar la liquidez del sistema bancario en el país, se evidencia que las disponibilidades de los bancos se han mantenido relativamente estables desde 2002, presentando aumentos importantes en episodios de estrés del sistema bancario en el país, como el ocurrido durante la Crisis Financiera Global de 2008-2009, cuando las disponibilidades superaron el 40 por ciento de las obligaciones. Por su parte, durante el choque de 2018 las mismas alcanzaron un máximo de 51 por ciento, lo que sugiere que los bancos preservan su liquidez con el fin de enfrentar demandas de depósitos en periodos de turbulencia, donde los individuos pueden atesorar liquidez de forma precautoria, por temor o especulación (véase Mody et al. 2012, Diamond & Dybvig 1983).

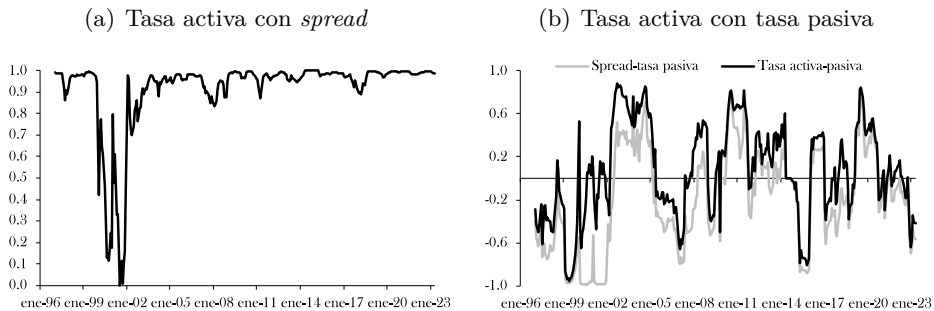
El comportamiento de la liquidez del sistema bancario se ha reflejado en la dinámica de los requerimientos de encaje, los cuales en general se han mantenido por encima de los niveles establecidos en las normativas del Banco Central. En promedio, se observa que los bancos mantienen mayores excedentes de encaje en moneda nacional que en moneda extranjera. Esto se mantiene en términos dinámicos, donde los mayores excedentes se observan en episodios de estrés, sobre todo para el caso del excedente de encaje en moneda extranjera, el cual presenta una menor varianza, comparado con el excedente de encaje en moneda local.

4.3. Correlaciones en los datos

Como se mencionó previamente, el co-movimiento de la tasa activa con el *spread* de tasas de interés en Nicaragua es muy marcado. De hecho, cuando se analiza la correlación dinámica con ventanas móviles de un año desde 1996

hasta abril 2023, se observa que la correlación es cercana a 1, exceptuando el periodo 2000-2002 (panel (a) de la Figura 2), cuando el país sufrió una crisis bancaria interna que derivó en la quiebra e intervención de 4 bancos comerciales, los cuales representaban el 38 por ciento del total de activos, y el 48 por ciento de la cartera del sistema bancario (véase: [BCN 2001a,b](#)).

FIGURA 2: Correlación Dinámica de Tasas



Nota:—Porcentajes. Correlación estimada en ventanas móviles de 12 meses. Tasa de depósitos y créditos a corto plazo.

Fuente: Elaboración propia con datos del BCN.

Lo anterior se debió (en parte) a que durante la crisis bancaria de 2000-2001, los individuos realizaron retiros masivos de depósitos en un contexto en el cual no existía garantía explícita de dichos depósitos ([BCN 2001a](#)). Con esto, los bancos se vieron obligados a subir las tasas pasivas con el fin de reducir la demanda por dinero (Figura 1). En este contexto, se redujo la relación entre el *spread* y la tasa activa ante el cambio inesperado de las tasas pasivas.

Por su parte, durante la Crisis Financiera Global de 2008-2009 y la de 2018, se observaron importantes movimientos en las tasas de interés activas. Esto pudo estar relacionado con el objetivo de reducir la demanda por créditos y mantener así la liquidez en estos periodos de incertidumbre. No obstante, esto último puede también ser un reflejo de un aumento de riesgo de crédito en dichos periodos. Se debe destacar que la magnitud de las correlaciones (en ventanas móviles), puede depender del plazo de la tasa considerada.

TABLA 2: Correlaciones Dinámicas con la Tasa Activa

Variable	Rezagos tasa de interés activa CPME			Rezagos tasa de interés activa CPMN				
	0	1	2	0	1	2		
Tasa activa CPME	1.000**	0.981**	0.973**	0.965**	0.613**	0.594**	0.571**	0.557**
Tasa activa CPMN	0.613**	0.621**	0.620**	0.627**	1.000**	0.838**	0.797**	0.771**
Tasa pasiva CPME	0.865**	0.863**	0.862**	0.859**	0.627**	0.620**	0.613**	0.608**
Crecimiento IMAE	-0.426**	-0.390**	-0.343**	-0.316**	-0.180**	-0.125*	-0.123*	-0.101
Tasa SRM BCN	0.595**	0.565**	0.466**	0.309**	0.636**	0.573**	0.570**	0.454**
Tasa VRM BCN	0.545**	0.483**	0.411**	0.308**	0.548**	0.495**	0.442**	0.358**
Tasa interbancaria	0.593**	0.570**	0.503**	0.494**	0.170*	0.11	0.13	0.07
Concentración bancaria	-0.710**	-0.709**	-0.707**	-0.705**	-0.567**	-0.561**	-0.556**	-0.552**
Resultado fiscal	-0.082	-0.08	-0.081	-0.055	-0.011	-0.066	-0.011	-0.044
Crecimiento del numerario	-0.220**	-0.194**	-0.165**	-0.133**	-0.335**	-0.302**	-0.270**	-0.220**
Inflación	0.181**	0.171**	0.163**	0.157**	-0.099	-0.112*	-0.119*	-0.118*
Dolarización depósitos	-0.411**	-0.399**	-0.382**	-0.383**	-0.091	-0.081	-0.075	-0.072
Deuda a PIB	0.636**	0.650**	0.662**	0.673**	0.524**	0.532**	0.539**	0.544**
Crédito privado a PIB	-0.528**	-0.554**	-0.585**	-0.615**	-0.452**	-0.449**	-0.451**	-0.455**
Provisiones/cartera vencida	-0.610**	-0.590**	-0.569**	-0.562**	-0.364**	-0.366**	-0.377**	-0.371**
Disponibilidades/obligaciones	-0.109*	-0.111*	-0.110*	-0.105*	-0.441**	-0.438**	-0.428**	-0.409**
Gastos administrativos	0.031	0.007	-0.015	-0.037	0.128**	0.128**	0.123**	0.117*
Diferencia encaje legal MN	-0.099	-0.129**	-0.140**	-0.137**	0.119*	0.151**	0.143**	0.187**
Diferencia encaje legal ME	0.182**	0.162**	0.151**	0.161**	0.161**	0.154**	0.141**	0.162**
Brecha cambiaria	-0.306**	-0.317**	-0.331**	-0.360**	-0.533**	-0.491**	-0.504**	-0.515**
Adecuación de capital	0.262**	0.265**	0.266**	0.271**	-0.209**	-0.202**	-0.196**	-0.186**
Tasa bonos del tesoro	0.689**	0.669**	0.650**	0.631**	-0.068	-0.099	-0.129**	-0.155**
FED Funds Rate	0.504**	0.481**	0.458**	0.434**	-0.034	-0.061	-0.09	-0.116*

Nota: - Véase la Tabla A1 para más detalle sobre las variables. El rezago 0 indica una relación contemporánea. Rezagos de las tasas de interés, con las demás variables en forma contemporánea. *, **, *** representa la significancia estadística al 10, 5 y 1 por ciento, respectivamente. Fuente: Elaboración propia.

La Tabla 2 muestra las correlaciones de algunas variables con la tasa de interés activa en moneda extranjera y nacional, en la que se observa que la mayor parte de las variables comparten grados de correlación significativos. Coherente con lo mostrado de forma gráfica en la Figura 2, la Tabla 2 evidencia una relación positiva y estadísticamente significativa entre la tasa activa y la tasa pasiva (durante todo el período de estudio), donde en promedio dicha correlación es de 86 por ciento.

Esta correlación de tasas tiene la misma dirección que la que se observa con otras tasas del mercado de dinero en el país, como la tasa de operaciones interbancarias, o con las operaciones activas del Banco Central, pero también con tasas de interés de referencia internacional. Cabe destacar que esta asociación positiva se mantiene relativamente estable en términos contemporáneos y rezagados (de las tasas activas).

Por su parte, la concentración o dolarización de los depósitos muestra una relación negativa con la tasa activa. A pesar de que lo anterior no es causal, esto *a priori* podría dar indicios contra-intuitivos de las potenciales relaciones esperadas, debido a que normalmente en la literatura se asocia la concentración bancaria con poder de mercado de los bancos, lo cual podría afectar la fijación del precio del dinero (i.e., la tasa de interés)¹¹.

Los gastos administrativos no parecen guardar una relación significativa con la tasa activa de los bancos, a pesar de que dichos gastos supongan el 5 por ciento en promedio del total de activos de los bancos (Tabla 1). Lo anterior se contrasta con lo observado en algunos estudios empíricos que sostienen que los gastos son determinantes en la fijación de tasas para los bancos (véase e.g., [Tarus & Manyala 2018](#)). Esto puede estar relacionado con el hecho que tras la Crisis Financiera Global de 2008-2009, se ha observado una tendencia sostenida a la baja en los gastos administrativos, indicando que los bancos pueden haber mejorado su eficiencia operativa en este periodo. No obstante, aun con ello, las tasas activas mostraron una dinámica diferente.

Por su parte, el indicador de liquidez (disponibilidades/obligaciones) no parece guardar una correlación significativa con la tasa activa. Si bien la relación es negativa, como se podría esperar *a priori*, no es estadísticamente significativa, ya sea considerando la ratio de disponibilidades y obligaciones, o los diferenciales de encaje (exceptuando el excedente de encaje en moneda

¹¹Véase [Barajas et al. \(1999\)](#).

extranjera).

Las correlaciones difieren si se considera la tasa de créditos en moneda nacional o moneda extranjera. Por ejemplo, la tasa interbancaria se relaciona de forma significativa con la tasa activa de créditos en moneda extranjera, pero no con la tasa en moneda nacional. Esto es similar a lo que se observa con las tasas externas.

4.4. Antecedentes de las operaciones de reportos monetarios

En mayo de 2018, el BCN adoptó operaciones de inyección de liquidez operativa al sistema financiero, mediante la introducción de operaciones de reportos monetarios (BCN 2018). Este esquema permitió una incidencia activa del BCN en las condiciones de liquidez, al poder establecer montos, plazos y tasas de interés de diversos instrumentos. Esta medida fue una de las más importantes en términos cuantitativos, facilitando que los bancos mantuvieran niveles adecuados de liquidez para atender los requerimientos de los agentes económicos (BCN 2018, p.88). Dicho esquema se diseñó y ejecutó en el contexto del choque que sufrió el país en 2018, por lo que la medida buscaba garantizar principalmente el acceso a liquidez de parte de los bancos del sistema financiero, tratando de evitar así problemas de liquidez que pudieran amenazar su solvencia.

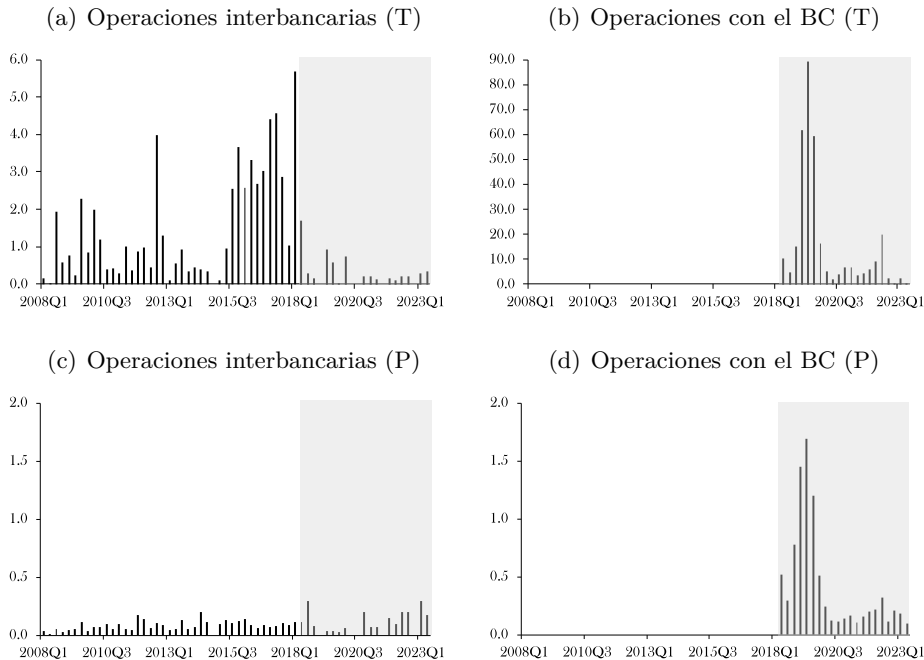
Las operaciones de reportos monetarios se ejecutaron inicialmente mediante el mecanismo de subasta, donde la tasa de interés se definía por la necesidad de liquidez de los bancos. Sin embargo, a finales de 2018 se registraron también operaciones mediante ventanillas, en las cuales el Banco Central definía la tasa de interés. Dichas operaciones se ejecutaban inicialmente a plazos de 1 hasta 180 días, pero redujeron su plazo desde 2019, con operaciones más comunes a 30 días o menos.

En el periodo de introducción de operaciones activas de inyección de liquidez de parte del Banco Central, también se complementaron las operaciones de absorción de liquidez mediante la introducción de ventanillas de depósitos monetarios. Con esto se buscaba propiciar un mejor manejo de la gestión de liquidez por parte del sistema financiero, donde el BCN pretendía atender desequilibrios transitorios en el mercado de dinero (BCN 2018, p.102).

Dado que las operaciones de reportos monetarios del Banco Central tenían por objetivo proveer liquidez a los bancos comerciales, a partir del choque

de 2018 se observó una especie de ‘sustitución’ entre las operaciones de reportos realizadas con el Banco Central y las ejecutadas entre bancos (interbancarias), como muestra la Figura 3. Esto en un contexto donde las operaciones interbancarias ya presentaban niveles históricamente bajos, y perdían preponderancia.

FIGURA 3: Volumen Negociado y Cantidad de Operaciones de Reportos



Nota:—Miles de millones de córdobas corrientes. Operaciones de reportos con plazo de 30 días o menos. En el mercado interbancario, se incluyen opciones y reportos. Operaciones en moneda nacional. El área sombreada refleja el periodo tras el choque de 2018. BC: Banco Central. (T): Volumen total por trimestre. (P): Volumen promedio por trimestre.

Fuente: Elaboración propia con datos del BCN.

Tras los eventos socio-políticos de 2018, en Nicaragua se manifestó una dinámica particular de las operaciones interbancarias de reportos. Al analizar las operaciones de demanda por liquidez de los bancos que no es estructural, sino de ‘muy’ corto plazo (i.e., 30 días o menos), los datos indican que a partir del segundo trimestre de 2018 las operaciones interbancarias se redujeron prácticamente a la mitad, al compararlas con lo observado entre 2008 y el primer trimestre de 2018, a partir de lo cual se registraron operaciones hasta el primer trimestre de 2020 por 1,516 millones

de córdobas (por trimestre), mientras que desde el segundo trimestre de 2018 hasta 2023, la suma promedio de montos negociados trimestralmente se redujo a casi 25 por ciento de lo tranzado entre 2008 y 2018.

En contraste con lo anterior, las operaciones consolidadas de reportos monetarios otorgados por parte del Banco Central (mediante subasta y ventanilla), tomaron un rol central durante y posterior al período de 2018. Así, las operaciones de inyección de liquidez del Banco Central promediaron 15.7 mil millones de córdobas (en total) trimestralmente hasta el segundo trimestre de 2023. La máxima demanda por liquidez de los bancos comerciales se observó en 2019¹² debido al proceso de incertidumbre que aún prevalecía en el país en ese período.

Si se analiza la cantidad de operaciones realizadas por trimestre, de 2008 a 2018 entre los bancos privados se realizaron un promedio de 17 operaciones de opciones o reportos, mientras que desde 2018 esa cantidad se redujo a 5. En tanto, con el Banco Central promediaron 52 operaciones por cada trimestre desde 2018 hasta 2023. Esto también está en línea con el efecto sustitución de las operaciones del Banco Central, con respecto a las interbancarias, donde estas últimas ya perdían representatividad desde mediados de 2018.

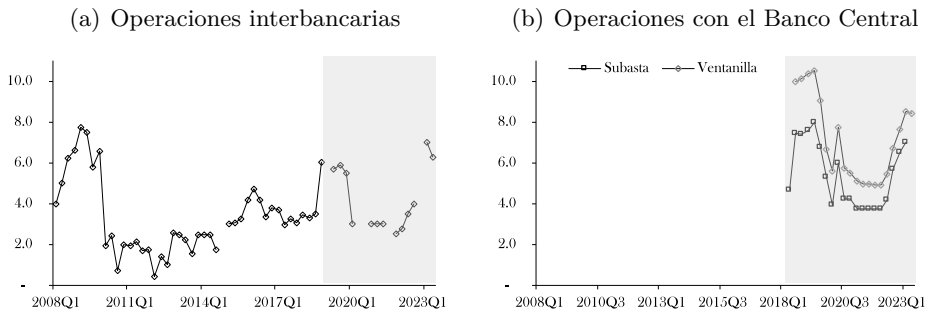
Como sostiene Brunnermeier (2009) y estudios revisados en la sección 2, en periodos de mayor incertidumbre los tipos de interés tienden a aumentar debido a la mayor percepción de riesgo. Esto se observó tras los eventos socio-políticos de 2018 en Nicaragua, donde la tasa de interés de operaciones interbancarias de reportos con plazo de hasta 30 días, promedió 4.3 por ciento; mientras que desde 2008 la misma presentó un promedio de 3.3 por ciento. Como se muestra en la Figura 4, tras el primer trimestre de 2018, la tasa de operaciones interbancarias presentó una tendencia al alza, sin embargo, esta no superó la observada durante la Crisis Financiera Global de 2008-2009.

En relación con la dinámica de tasas de operaciones de reportos realizadas con el Banco Central, los datos indican que las tasas de interés de estas operaciones en promedio han sido superiores a las observadas en las operaciones interbancarias. Particularmente, las operaciones de ventanilla han promediado cerca de 7 por ciento desde 2018, para plazos de 30 días o menos, y más de 5 por ciento en operaciones mediante subasta. A pesar de

¹²Esto puede ser influenciado por el *rollover* de las operaciones de reportos contratados.

que las tasas de interés de reportos del Banco Central fueron superiores a las observadas en el mercado interbancario, se evidenció un dinamismo en la demanda de liquidez provista por el Banco Central de parte de los bancos comerciales.

FIGURA 4: Tasa de Interés Operaciones de Reportos



Nota:—Porcentajes. Refleja el promedio trimestral de operaciones de reportos con plazo de 30 días o menos. En el mercado interbancario se consideran operaciones de opciones y reportos, dada la falta de información. Operaciones en moneda nacional. El área sombreada refleja el periodo tras el choque de 2018.

Fuente: Elaboración propia con datos del BCN.

El comportamiento de la demanda por liquidez de los bancos, condicional en la evolución de las tasas de interés de los reportos, puede sugerir que durante periodos de estrés financiero los bancos pagan una ‘prima por volumen’, en el sentido que, si bien en el mercado interbancario las operaciones se mantienen abiertas, pueden no garantizar la cobertura total de la liquidez que los bancos requieren. Por tanto, aunque las operaciones con la Autoridad Monetaria posean un mayor costo, los bancos tienen garantizado acceder a un mayor volumen de recursos. Dada la importancia en volumen de las operaciones realizadas por el Banco Central, sería razonable pensar que las condiciones de acceso a esa liquidez (i.e., tasa de interés), podrían afectar de forma directa las condiciones financieras que definen los bancos comerciales del sistema bancario en sus operaciones activas y/o pasivas (i.e., tasas de interés).

4.5. Estrategia empírica

Debido a que las operaciones de inyección de liquidez implementadas por el Banco Central se llevaron a cabo en un contexto de estrés económico, donde el país enfrentaba los efectos de un *shock* exógeno (i.e., protestas), resulta desafiante identificar el efecto de las tasas de esas operaciones de inyección

de liquidez, en las tasas activas de los bancos comerciales.

Considerando lo anterior, primeramente se estima la influencia del choque de 2018 sobre la tasa activa de los bancos, mediante la metodología de control sintético propuesta y desarrollada por [Abadie & Gardeazabal \(2003\)](#) y [Abadie et al. \(2010\)](#), y posteriormente se analiza en detalle la relación de las tasas de interés de reportos, con las tasas activas de la banca, donde también se incluyen otros factores determinantes identificados en la literatura. Para ello, se usan distintos métodos de estimación buscando garantizar la robustez de los resultados.

4.5.1. Control sintético

El objetivo detrás del método es construir una unidad de comparación (contrafactual o control sintético), para una unidad que ha experimentado una variación exógena (unidad tratada). Esto se puede entender en términos de series de tiempo, donde la unidad tratada (i.e., país, región) experimenta un *shock* en el momento I , por lo que el método busca replicar el comportamiento observado en el tiempo de la unidad que recibe el *shock* en T_0 , donde T_0 es el periodo previo al *shock*. La replicación del comportamiento de la unidad de interés se realiza mediante una combinación lineal de otras unidades que no reciben el *shock* en I , conformando el control sintético¹³.

De ese modo, la diferencia encontrada en el periodo T_1 posterior a I , se asocia con el efecto del *shock*, siempre que en el periodo T_0 la diferencia entre la unidad que recibe el *shock* y su control sintético tienda a cero. La diferencia encontrada en T_1 se define como *efecto tratamiento* del *shock*. En este estudio, dado que el *shock* derivado de los eventos de 2018 se analiza particularmente en la tasa de interés activa de los bancos en Nicaragua, dicha tasa se busca replicar previo al *shock* de 2018, usando las tasas activas de operaciones en dólares de otras economías que no sufren el *shock*.

En términos formales, de acuerdo con la notación de [Abadie & Gardeazabal \(2003\)](#) y [Abadie et al. \(2010\)](#), si se supone que hay $c + 1$ países indexados por $i = 1, 2, 3, \dots, c + 1$, en T periodos $t = 1, 2, 3, \dots, T$, donde solo Nicaragua (indexado por $i = 1$) percibe el *shock*, entonces los demás países c pueden formar el control sintético. Existen T_0 periodos en los cuales Nicaragua no sufre el *shock*, es decir, un período *pre-tratamiento*, y T_1 periodos de

¹³Se sigue la notación de [Torres \(2021\)](#).

post-tratamiento luego que la crisis inicia en I , de modo que $T_0 + T_1 = T$.

El efecto del *shock* sobre las tasas de interés activas en el país i en t , se define por $\alpha_{it} = Y_{it}^E - Y_{it}^N$. Donde Y_{it}^E refleja la tasa de interés activa en Nicaragua, si el choque inicia desde $T_0 + 1$ hasta T . Por su parte, Y_{it}^N es el control sintético de las tasas de interés en Nicaragua, resultante de la combinación lineal de los países $i = c$ que no experimentaron una crisis a partir de 2018, o sufrieron las consecuencias del choque en Nicaragua.

Para obtener el efecto de los eventos de 2018 sobre las tasas de interés en Nicaragua, se debe estimar T_1 de un modelo del tipo:

$$Y_{it}^N = \rho_t + \theta_t Z_i + \gamma_t \mu_i + \epsilon_{it} \quad (13)$$

Donde Y_{it}^N es la variable de interés del país i que no se expone al *shock* en t . Z_i puede representar un vector de covariables observables entre los $c + 1$ países. θ_t es un vector de parámetros temporales. γ_t es un vector de factores comunes desconocidos. μ_i son factores inobservables a nivel de país y finalmente ϵ_{it} es un vector de perturbaciones.

Para definir la relevancia de cada país en la conformación del control sintético, se debe considerar el vector de $C \times 1$ ponderadores indexados por $j = 2, 3, \dots, c + 1$, con $w_2, w_3, \dots, w_{c+1} = W$, donde w_j es el ponderador de cada unidad de la denominada *donor pool* que forma la combinación lineal, tal que se minimiza la diferencia entre el comportamiento observado de la unidad que recibe el *shock* en T_0 . Así, con los w_i óptimos se puede construir Y_{it}^N , que es el contrafactual. Los ponderadores w_j deben cumplir que $0 \leq w_j \leq 1$, tal que $\sum_{j=2}^{c+1} w_j = 1$.

Dado lo anterior, la serie del control sintético se construye como el producto entre los ponderadores óptimos w_j y los datos observados de cada unidad perteneciente a la *donor pool*, de la forma: $\hat{Y}_{jt} = \sum_{j=2}^{c+1} w_j Y_{jt}$. De esa manera, el efecto del choque en Nicaragua sobre la tasa de interés activa se define como la diferencia de los datos observados en Nicaragua y la replicación del control sintético $\hat{\alpha}_{1t} = Y_{1t} - \hat{Y}_{jt}$.

Según [Abadie et al. \(2010\)](#), la capacidad de ajuste del control sintético con respecto a los datos observados en el periodo T_0 , se determina mediante el estadístico de la Raíz del Error de Predicción Cuadrático Medio (RMSPE por sus siglas en inglés). De ese modo, el RMSPE previo a la ocurrencia

del *shock* es definido como: $\sqrt{\frac{1}{T_0} \sum_{t=1}^{T_0} (Y_{1t} - \sum_{j=2}^{c+1} w_j Y_{jt})^2}$. Mientras que el RMSPE posterior al choque se estima como: $\sqrt{\frac{1}{T_1} \sum_{T_0+1}^{T_1} (Y_{1t} - \sum_{j=2}^{c+1} w_j Y_{jt})^2}$. En la medida que el RMSPE en T_0 tienda a cero, se garantizará una mayor confianza del efecto estimado tras el *shock* ocurrido en el periodo I .

4.5.2. Variables instrumentales (*lagged IV*)

Luego de evaluar el efecto del *shock* de 2018 sobre la tasa de interés activa en el país, se analiza la relación empírica entre dicha tasa y los determinantes empíricos identificados en la literatura y el modelo planteado. Debido a que las variables explicativas incorporadas en el análisis pueden sufrir de simultaneidad o causalidad reversa con la tasa de interés, se trata de evitar esas potenciales fuentes de endogeneidad mediante variables instrumentales, utilizando instrumentos internos, a partir de variables rezagadas con el método de Mínimos Cuadrados en 2 Etapas (*lagged-IV 2SLS*). Este ha sido un método usado en estudios empíricos (Bellemare et al. 2017, Wang & Bellemare 2019).

Se considera lo propuesto por Reed (2015) y West et al. (2009), donde se evidencia (mediante simulaciones) que este tipo de técnicas pueden ofrecer estimadores consistentes, si se cumplen ciertas condiciones en los datos, como e.g., que la muestra sea grande. En particular, Reed (2015) señala que en presencia de simultaneidad de parte de la variable explicativa X_t , se puede utilizar la variable dependiente rezagada Y_{t-1} , o bien, X_{t-1} como instrumento para X_t , siempre que se cumpla la condición de relevancia $Cov(X_t, X_{t-1}) \neq 0$.

Los resultados de este tipo de estrategia son consistentes en la medida que la muestra es asintótica, pues cuando la muestra tiende a ser más grande, el estimador se acerca al parámetro del verdadero proceso generador de datos, y la probabilidad de cometer el error tipo 1 se reduce (Reed 2015, p.905). De acuerdo con West et al. (2009), el tener muestras grandes puede permitir que el estimador sea consistente, incluso cuando no se cumplen otros de los supuestos básicos de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), como la homoscedasticidad.

Según Wang & Bellemare (2019), *lagged-IV* puede producir resultados consistentes incluso si no se cumple la condición de relevancia, pero esto no se da cuando la estrategia no satisface la restricción de exclusión o condición

de exogeneidad de los rezagos usados como instrumento. La condición no se puede probar empíricamente, pero supondría que X_t afectaría a Y_t , solo mediante X_{t-1} , en forma de un *shock* exógeno. De ese modo, si la estrategia no cumple con ambas condiciones, entonces no se supera la situación de endogeneidad y el estimador sería inconsistente (Wang & Bellemare 2019).

Lagged-IV tiene diversas debilidades, pues para que el proceso de identificación sea creíble (según lo discutido por Angrist & Pischke (2010)), es preciso que se pueda introducir instrumentos exógenos (externos), donde la condición de exogeneidad pueda ser argumentada explícitamente, sin recurrir a propiedades implícitas de las series. Por otro lado, *Lagged-IV* no resuelve problemas de endogeneidad, exceptuando casos en los que existe correlación serial entre variables explicativas, o no hay correlación serial en las fuentes de endogeneidad (Bellemare et al. 2017, p.950), pero en otros casos, la metodología no permite identificar causalidad (ibid).

4.5.3. Modelo SVAR

En el estudio se estima también un modelo de Vectores Auto-regresivos Estructurales (SVAR por sus siglas en inglés), partiendo de un modelo de Vectores Auto-regresivos (VAR), donde X_t representa el vector de variables incluidas (i.e., tasa de interés de fondos federales, tasa de interés de depósitos, tasa de interés de reportos del BCN y tasa de interés activa de créditos bancarios), mismas que se ordenan según su grado de exogeneidad. El modelo matricial se presenta en la ecuación (14).

$$BX_t = \Gamma + \Phi X_{t-1} + e_t \quad (14)$$

donde B es la matriz de dinámica contemporánea de las variables contenidas en X_t , mientras que Γ es un vector de constantes, y Φ es la matriz que define la dinámica rezagada de las variables. Finalmente, e_t es un vector de residuos que están correlacionados (Enders 2008). Al pre-multiplicar la ecuación (14) por B^{-1} , se tiene:

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + u_t \quad (15)$$

con $A_0 = B^{-1}\Gamma$, $A_1 = B^{-1}\Phi$ y $u_t = B^{-1}e_t$. Para identificar el sistema, se imponen como mínimo $\frac{n^2-n}{2}$ restricciones en la matriz B^{-1} . Esto se realiza considerando el grado de exogeneidad de las variables. Por ejemplo, se restringe que ninguna tasa local afecte las tasas externas, ni de forma contemporánea ni rezagada. También se supone que la tasa activa y pasiva de los bancos no influye en la tasa de reportos de la Autoridad Monetaria,

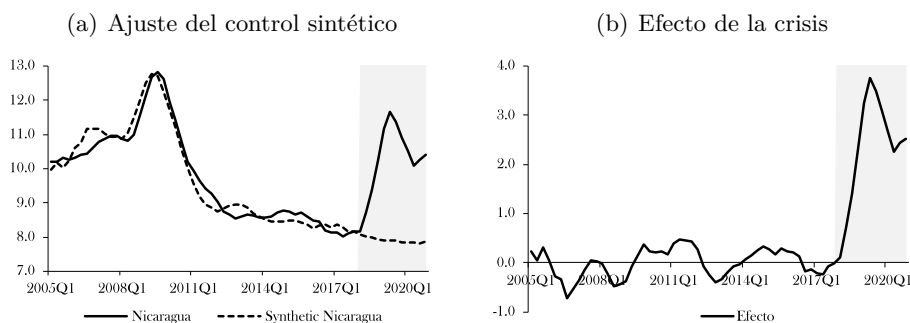
y que las tasas externas afectan solamente a las tasas de créditos, y no las de depósitos, bajo el supuesto de que hay costos asociados a la movilidad de recursos financieros. También se realizan análisis de sensibilidad relajando esos supuestos.

5. Resultados

5.1. Influencia del choque de 2018 en la tasa de interés activa

La Figura 5 muestra los resultados del potencial efecto del *shock* de 2018 sobre las tasas de interés activas del sistema bancario. Se encuentra que, tras el choque, la tasa de interés incrementó en promedio 2.5 puntos porcentuales (hasta el cuarto trimestre de 2020), alcanzando una diferencia máxima de 3.7 puntos porcentuales en el segundo trimestre de 2019, como resultado de la diferencia entre la tasa de interés activa en Nicaragua, y la tasa simulada, considerando la combinación de tasas de interés de créditos en moneda extranjera de más de 20 países de la *donor pool* (véase los ponderadores en la Tabla A2).

FIGURA 5: Efecto del Choque de 2018 en la Tasa Activa



Nota:—Porcentaje (panel (a)) y puntos porcentuales (panel (b)). La línea punteada refleja la simulación de la tasa de interés activa en moneda extranjera de Nicaragua, conforme la combinación lineal de la tasa de interés activa de los países de la *donor pool* (contrafactual). La serie es desestacionalizada mediante el método de media móvil MA con ventana (2,1,1). El área sombreada refleja el periodo tras el choque de 2018. Datos trimestrales. Se excluye el periodo tras el surgimiento del COVID-19.

Fuente: Elaboración propia.

Previo a 2018, no se manifiesta una diferencia notable entre la serie observada de la tasa activa y la tasa sintética, lo cual es señal de un buen ajuste de la combinación lineal planteada. Dicha diferencia se refleja en un RMSPE de 0.3, el cual es cercano al nivel de 0, sugiriendo que el ajuste del

control sintético es relativamente adecuado. Esto se observa en el panel (b), donde previo a 2018, las diferencias de las series oscilan en torno a cero (en promedio son 0), con diferencias máximas que no alcanzan los 0.5 puntos porcentuales. Este tipo de comportamiento, incluso se mantuvo durante la Crisis Financiera Global de 2008-2009.

Los resultados descritos anteriormente no son sensibles a cambios en la configuración del suavizamiento de la serie, como muestra la Figura A1. En particular, el efecto promedio del alza en la tasa de interés activa se mantiene entre 2.3 y 2.7 puntos porcentuales desde 2018 hasta 2020. La Figura A2 evidencia que los resultados son consistentes, incluso considerando la re-estimación con 100 repeticiones del modelo original (*bootstrap*), con la inclusión de distintos periodos previos a 2018, así como la eliminación aleatoria de países de la *donor pool* para la construcción del contrafactual.

Según Abadie & Gardeazabal (2003) y Abadie et al. (2010), para dar validez al efecto estimado se pueden realizar ‘estudios placebo’ en los países de la *donor pool*. Esto implica simular el escenario en el cual los países de la *donor pool* sufren el *shock* en el mismo periodo T que sufre el país de interés. Aquí se excluye a Nicaragua, dado que al momento de construir el control sintético de los países de la *donor pool*, puede afectar los resultados. La Figura A3 presenta los estudios placebo para algunos países usados en la *donor pool*, en la que se observa que previo al periodo del *shock* de 2018 en Nicaragua, no se observan diferencias significativas en los demás países considerados. Este comportamiento se mantiene en el periodo posterior, dado que el control sintético de cada país sigue la tendencia de la serie de la tasa de interés observada, lo que es coherente dada la ausencia del choque en esos países.

5.1.1. Posibles mecanismos del alza de la tasa activa de los bancos

El alza de la tasa de interés activa durante un periodo de incertidumbre puede deberse a múltiples factores. Según Brunnermeier (2009), en este tipo de episodios se observa un mayor nivel de riesgo debido a que los individuos pueden perder sus empleos y las empresas sus ingresos, pudiendo reducir su capacidad de pago de obligaciones financieras. Por tanto, las entidades bancarias pueden compensar el mayor riesgo de impago a través de mayores tipos de interés, dada la relación directa entre riesgo y retorno.

Por otro lado, la liquidez puede también jugar un rol esencial, dado que en la medida que los individuos tienen mayor incertidumbre durante una

crisis, pueden tener mayor propensión a liquidar sus activos en los bancos, si esperan que la entidad bancaria pueda tener problemas para poder cumplir con sus obligaciones (véase [Diamond & Dybvig 1983](#)). Por ello, para evitar un proceso de retiro masivo de depósitos, los bancos pueden aumentar la tasa de interés pasiva (como se observó en Nicaragua en las tasas a plazos), para incentivar a los individuos a mantener sus depósitos en el banco, y evitar así problemas de liquidez que puedan amenazar su solvencia. Así, el aumento de la tasa pasiva puede aumentar la tasa activa, pues generalmente existe una relación directa entre ambas ([Gelos 2009](#)).

Otro elemento que puede explicar el alza de la tasa activa, es el aumento del costo de acceso a liquidez por mecanismos distintos a los depósitos, por ejemplo, por aumentos en la tasa de interés interbancaria. Lo que se observa en periodos de crisis es que, en el mercado interbancario se tiende a restringir el acceso a liquidez (véase [Brunnermeier 2009](#)), con el objetivo de mantener la liquidez de parte de las entidades, por lo cual al haber menor liquidez disponible, el ‘precio’ de esa liquidez deberá aumentar (i.e., mayor tasa de interés), pudiendo transmitirse a las tasas activas, si los bancos hacen uso del mercado interbancario para acceder a recursos líquidos.

Dadas las dificultades para acceder a liquidez en periodos de crisis, los Bancos Centrales juegan el rol de prestamistas de última instancia, cuando los bancos comerciales se enfrenten a un *credit-crunch* en el mercado interbancario que pueda amenazar su posición de liquidez. Esto mediante la provisión directa de liquidez o la reducción de tasas de interés. Este tipo de acciones (en parte), se materializaron en Nicaragua durante 2018, por lo que en la siguiente sección se estudia su relación con la dinámica de tasas de las operaciones activas de los bancos comerciales.

5.2. Determinantes de la tasa de interés activa

En la Tabla 3 (fila 1), se muestran las estimaciones iniciales (mediante MCO) de la relación de la tasa de interés activa de corto plazo en moneda extranjera (CPME) de los bancos, con los distintos factores determinantes identificados en la literatura. Primeramente, se analiza la relación de la tasa de operaciones interbancarias de 30 días o menos (reportos y opciones) con la tasa activa, donde se evidencia que existe una relación positiva, pero débil.

TABLA 3: Determinantes de la Tasa de Interés Activa CPME

Variables	Dependiente: Tasa de Interés Activa CPME													
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
Tasa interbancaria	0.09*** (0.02)	0.07*** (0.03)	0.05** (0.02)	0.04 (0.03)	0.04 (0.03)	0.02 (0.03)	0.02 (0.03)	0.02 (0.03)	0.07* (0.04)	0.07* (0.04)	0.07* (0.04)	0.08** (0.04)	0.09** (0.04)	0.05 (0.04)
Tasa activa CPME(-2)	0.90*** (0.03)	0.85*** (0.03)	0.84*** (0.03)	0.85*** (0.03)	0.85*** (0.03)	0.86*** (0.03)	0.84*** (0.04)	0.81*** (0.04)	0.74*** (0.04)	0.76*** (0.04)	0.74*** (0.06)	0.75*** (0.05)	0.76*** (0.06)	0.73*** (0.05)
Tasa pasiva CPME		0.36** (0.15)	0.28** (0.13)	0.13 (0.18)	0.11 (0.18)	0.15 (0.19)	0.11 (0.20)	0.17 (0.20)	0.15 (0.18)	0.11 (0.19)	0.09 (0.19)	0.01 (0.20)	0.04 (0.20)	0.16 (0.20)
Crecimiento IMAE			-0.03*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	-0.02*** (0.01)	-0.02*** (0.01)	-0.02*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	-0.03*** (0.01)
Concentración				-0.04 (0.03)	-0.04 (0.03)	-0.04 (0.03)	-0.03 (0.03)	-0.02 (0.03)	0.00 (0.03)	0.01 (0.04)	0.02 (0.04)	0.01 (0.04)	0.02 (0.04)	0.07 (0.05)
Resultado fiscal					-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)
Crecimiento num.						-0.00 (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.01* (0.00)	-0.01* (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.01 (0.00)
Dolarización dep.							-0.03 (0.02)	-0.02 (0.02)	-0.01 (0.02)	-0.01 (0.02)	-0.01 (0.03)	-0.01 (0.02)	-0.01 (0.03)	-0.01 (0.03)
Deuda/PIB								0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.02 (0.01)	0.02* (0.01)	0.02* (0.01)	0.01 (0.01)
Provisiones/cart. venc.									-0.00*** (0.00)	-0.00*** (0.00)	-0.00*** (0.00)	-0.00*** (0.00)	-0.00*** (0.00)	-0.00*** (0.00)
Disponibilidades/oblig.										-0.01 (0.01)	-0.00 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.04** (0.02)
Gastos adm./act.											0.08 (0.20)	0.06 (0.19)	0.07 (0.20)	0.34 (0.23)
Excedente encaje MN												0.03* (0.01)	0.03* (0.01)	0.03** (0.02)
Excedente encaje ME													-0.02 (0.03)	-0.00 (0.03)
Adecuación de cap.														0.12** (0.05)
Brecha cambiaria														
Observaciones	117	117	116	116	115	115	115	115	115	115	115	115	115	115
R-squared	0.95	0.95	0.96	0.96	0.96	0.96	0.96	0.96	0.96	0.96	0.96	0.97	0.97	0.97

Nota:—Véase el detalle de la definición de cada variable en la Tabla A1. Estimaciones con constante. Variable dependiente desestacionalizada con factor MA(2,1,1). Errores estándar robustos entre paréntesis. *, **, *** representa la significancia estadística al 10, 5, y 1 por ciento, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

Si bien el coeficiente encontrado en la Tabla 3 no refleja un ‘efecto puro’, debido a que puede haber presencia de endogeneidad, el mismo no es muy sensible a la incorporación de variables de control, aunque su magnitud es reducida. Bajo el supuesto de que dicho estimador no presenta sesgo, el resultado indicaría que un aumento de 1 punto porcentual de la tasa de interés de operaciones interbancarias, se podría asociar con un aumento ubicado entre 0.05 y 0.09 puntos porcentuales de la tasa activa de créditos en moneda extranjera.

Por su parte, en la Tabla 4 se muestran los resultados de la relación entre la tasa de interés de operaciones de reportos del Banco Central, con las tasas activas de los bancos comerciales. En particular, un aumento de 1 punto porcentual de la tasa de subastas de reportos del Banco Central, se asocia con un incremento entre 0.18 y 0.26 puntos porcentuales de la tasa activa de corto plazo del sistema bancario (correlación). En tanto, las demás variables de control no presentan relaciones muy marcadas, lo cual puede estar asociado con la pequeña cantidad de datos incluidos en las estimaciones. Por ende, este tipo de resultados pueden ser sensibles y no necesariamente representan una relación pura, por lo cual, deben ser tomados con cautela.

A pesar de que en las estimaciones se incluyen una serie de controles que pueden ayudar a explicar la tasa de interés activa, la tasa de operaciones de subastas de reportos del Banco Central no es muy sensible a la inclusión de dichas variables. Si bien la relación puede no ser causal, la asociación entre variables es fuerte.

Para verificar la sensibilidad de las relaciones encontradas, se re-estima el modelo (estimado mediante MCO), incluyendo los valores contemporáneos o rezagados de las variables explicativas de interés, donde se observa que el coeficiente de la relación entre la tasa de subasta de reportos y la tasa activa, suele ser poco sensible a la inclusión de variables de control, pues el estimador en general mantiene su significancia estadística y magnitud (véase Tabla A4 y A5). Una relación similar se observa al estudiar la tasa de operaciones mediante el mecanismo de ventanilla, siendo relaciones con magnitud semejante.

TABLA 4: Determinantes de la Tasa de Interés Activa CPME

Variables	Dependiente: Tasa de Interés Activa CPME															
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
Tasa subasta BCN	0.24*** (0.04)	0.23*** (0.05)	0.21*** (0.05)	0.18** (0.09)	0.19** (0.08)	0.22** (0.10)	0.15 (0.11)	0.23** (0.11)	0.26** (0.10)	0.24** (0.11)	0.25** (0.10)	0.26** (0.10)	0.25** (0.11)	0.25** (0.11)	0.16 (0.11)	0.21** (0.10)
Tasa activa CPME(-2)	0.73*** (0.06)	0.73*** (0.06)	0.72*** (0.06)	0.72*** (0.06)	0.72*** (0.06)	0.71*** (0.06)	0.72*** (0.05)	0.79*** (0.06)	0.59*** (0.08)	0.57*** (0.09)	0.66*** (0.07)	0.67*** (0.08)	0.66*** (0.08)	0.64*** (0.10)	0.58*** (0.09)	0.48*** (0.09)
Tasa pasiva CPME		0.15 (0.46)	0.15 (0.47)	0.07 (0.53)	0.35 (0.56)	0.43 (0.59)	0.48 (0.53)	0.29 (0.42)	0.22 (0.35)	0.17 (0.35)	0.40 (0.34)	0.41 (0.35)	0.40 (0.35)	0.43 (0.37)	0.17 (0.42)	0.12 (0.40)
Crecimiento IMAE			-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.00 (0.01)	-0.00 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.00 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.02 (0.01)
Concentración				-0.09 (0.19)	-0.05 (0.19)	-0.19 (0.21)	0.24 (0.35)	-0.16 (0.33)	-0.35 (0.30)	-0.36 (0.31)	-0.18 (0.28)	-0.18 (0.29)	-0.19 (0.29)	-0.18 (0.28)	-0.20 (0.26)	-0.27 (0.23)
Resultado fiscal				-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
Crecimiento del num.						0.01 (0.01)	-0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.00 (0.01)	0.00 (0.01)
Dolarización de dep.							0.22* (0.11)	0.20* (0.10)	0.05 (0.10)	0.09 (0.11)	0.07 (0.10)	0.07 (0.10)	0.08 (0.12)	0.05 (0.12)	0.16 (0.12)	0.09 (0.12)
Deuda/PIB							0.11** (0.05)	0.16*** (0.04)	0.16*** (0.04)	0.21*** (0.04)	0.21*** (0.04)	0.21*** (0.04)	0.22*** (0.04)	0.21*** (0.04)	0.21*** (0.04)	0.19*** (0.04)
Provisiones/cart. venc.									-0.01*** (0.00)	-0.01*** (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.01* (0.00)	-0.01 (0.00)
Disponibilidades/oblig.										0.02 (0.02)	0.00 (0.02)	0.00 (0.02)	0.00 (0.02)	-0.02 (0.03)	0.04 (0.03)	0.04 (0.02)
Gastos adm./act.											2.38** (1.02)	2.39** (1.04)	2.39** (1.11)	2.95** (1.38)	1.06 (1.43)	0.42 (1.43)
Excedente encaje MN													-0.01 (0.04)	0.01 (0.06)	-0.01 (0.06)	-0.01 (0.05)
Excedente encaje ME													-0.03 (0.09)	-0.01 (0.08)	-0.03 (0.07)	0.00 (0.08)
Adecuación de cap.														0.07 (0.09)	-0.08 (0.08)	-0.11 (0.08)
Brecha cambiaria															1.69 (1.42)	1.96 (1.44)
FED Funds Rate															0.29** (0.13)	1.42*** (0.37)
Tasa bonos del tesoro																-1.16*** (0.39)
Observaciones	49	49	49	49	49	49	49	49	49	49	49	49	49	49	49	49
R-squared	0.83	0.83	0.83	0.83	0.84	0.84	0.86	0.89	0.93	0.93	0.94	0.94	0.94	0.94	0.95	0.96

Nota:—Véase el detalle de la definición de cada variable en la Tabla A1. Estimaciones con constante. Variable dependiente desestacionalizada con factor MA(2,1,1). Errores estándar robustos entre paréntesis. *, **, *** representa la significancia estadística al 10, 5, y 1 por ciento, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

5.2.1. Determinantes de la tasa activa mediante *lagged-IV*

Para tratar de lidiar con la endogeneidad que puede existir entre las variables analizadas, se realizan las estimaciones presentadas anteriormente con la metodología de variables instrumentales utilizando instrumentos internos. Las variables de tasas de interés interbancarias y de subastas del Banco Central se instrumentalizan con sus propios rezagos, como sugieren Bellemare et al. (2017) y Wang & Bellemare (2019). De ese modo, el estimador resultante podría ser más cercano al parámetro del proceso generador de datos, indicando así una potencial relación de ‘causalidad’ bajo ciertos supuestos¹⁴.

Como muestra la Tabla 5 (fila 1), la magnitud del estimador de la relación entre la tasa de subasta de reportos con la tasa activa de los bancos comerciales, no cambia mayormente si se compara con los estimadores de la Tabla 4. Sin embargo, la relación parece ser menos robusta. Algo que se observa con la magnitud del estimador es que tiende a ser ligeramente superior. Esto puede ser normal debido a que la endogeneidad puede atenuar el valor del coeficiente hacia cero bajo algunas condiciones, como error de medición (véase Cunningham 2021).

Así, bajo el supuesto de que *lagged-IV* cumple con la restricción de exclusión, ello indicaría que el eventual ‘efecto’ de movimientos en la tasa de operaciones de reportos del Banco Central, es ligeramente mayor hacia las tasas activas de los bancos comerciales. En particular, un aumento de 1 punto porcentual de la tasa de operaciones de reportos del Banco Central, se podría asociar con un alza entre 0.10 y 0.40 puntos porcentuales en la tasa de créditos bancarios de corto plazo (Tabla 4).

Se observa que la tasa de interés de reportos del Banco Central mediante ventanilla, posee una mayor relación con la tasa activa de los bancos, comparada con la tasa mediante operaciones realizadas por el mecanismo de subasta (Tabla 5), siendo algo notable, dado que la tasa de esas operaciones por ventanilla, la define directamente la Autoridad Monetaria. Los resultados descritos son robustos al controlar por los distintos plazos de la tasa de interés pasiva (véase Tabla 6).

¹⁴En *Lagged-IV* se deben cumplir también los supuestos de relevancia y exogeneidad. Esto es que el instrumento X_{t-n} tenga una relación significativa con la variable endógena ($Cov(X_{t-n}, X_t) \neq 0$), pero no con el término de error contemporáneo ($Cov(X_{t-n}, \varepsilon_t) = 0$).

TABLA 5: Relación de Tasas Mediante 2SLS *Lagged-IV*

Variable	Dependiente: Tasa de Interés Activa CPME															
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
Tasa subasta BCN	0.12*** (0.04)	0.13*** (0.04)	0.10 (0.07)	0.10 (0.07)	0.12 (0.09)	0.11 (0.07)	0.12 (0.08)	0.10 (0.07)	0.09 (0.07)	0.30*** (0.09)	0.28*** (0.08)	0.27*** (0.08)	0.30*** (0.09)	0.32*** (0.08)	0.32*** (0.10)	0.37*** (0.12)
Observaciones	46	46	46	46	46	46	46	46	46	46	46	46	46	46	46	46
R-squared	0.94	0.94	0.94	0.94	0.94	0.95	0.95	0.96	0.96	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97
Tasa ventanilla BCN	0.09*** (0.03)	0.11*** (0.03)	0.17** (0.08)	0.15* (0.09)	0.17* (0.10)	0.15 (0.11)	0.22*** (0.08)	0.28*** (0.08)	0.36*** (0.09)	0.40*** (0.09)	0.40*** (0.08)	0.40*** (0.08)	0.39*** (0.08)	0.39*** (0.07)	0.32*** (0.06)	0.31*** (0.06)
Observaciones	41	41	41	41	41	41	41	41	41	41	41	41	41	41	41	41
R-squared	0.94	0.94	0.94	0.94	0.94	0.94	0.95	0.96	0.96	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97

Nota:—Las estimaciones incluyen las variables de la Tabla 4 y la constante. Los controles se incluyen con 1 rezago. Variable dependiente desestacionalizada con factor MA(2,1,1). Las tasas de operaciones de subasta y ventanilla, son un promedio de las tasas de operaciones con plazos menores o iguales a 30 días. Errores estándar robustos entre paréntesis. *, **, *** representa la significancia estadística al 10, 5, y 1 por ciento, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

TABLA 6: Sensibilidad de la Relación de Tasas

Tasa de:	Dependiente: Tasa de Interés Activa CPME															
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
	Tasa pasiva ME 1 mes (MCO)															
Subasta BCN	0.12*** (0.03)	0.10** (0.04)	0.10** (0.04)	0.07 (0.05)	0.07 (0.05)	0.08 (0.05)	0.03 (0.05)	0.03 (0.05)	0.06 (0.05)	0.06 (0.05)	0.09* (0.04)	0.09** (0.04)	0.08* (0.04)	0.07* (0.04)	0.03 (0.05)	0.06 (0.05)
	Tasa pasiva ME 3 meses (MCO)															
Subasta BCN	0.12*** (0.03)	0.10*** (0.03)	0.10*** (0.03)	0.07 (0.05)	0.07 (0.05)	0.08 (0.05)	0.04 (0.04)	0.04 (0.04)	0.06 (0.04)	0.05 (0.04)	0.10** (0.04)	0.11*** (0.03)	0.10*** (0.03)	0.09** (0.04)	0.06 (0.05)	0.09* (0.05)
	Tasa pasiva ME 6 meses (MCO)															
Subasta BCN	0.12*** (0.03)	0.12*** (0.03)	0.11*** (0.03)	0.07 (0.05)	0.08* (0.05)	0.09* (0.05)	0.05 (0.04)	0.04 (0.04)	0.05 (0.05)	0.05 (0.05)	0.10** (0.04)	0.11*** (0.04)	0.09** (0.04)	0.09* (0.05)	0.05 (0.05)	0.08 (0.05)
	Tasa pasiva ME 1 año (MCO)															
Subasta BCN	0.12*** (0.03)	0.13*** (0.03)	0.12*** (0.03)	0.07 (0.05)	0.08* (0.05)	0.09* (0.05)	0.07 (0.05)	0.07 (0.05)	0.09* (0.05)	0.08* (0.05)	0.13*** (0.04)	0.13*** (0.04)	0.11*** (0.04)	0.12*** (0.04)	0.07 (0.05)	0.10** (0.05)
	Tasa pasiva ME 1 mes (Lagged-IV)															
Subasta BCN	0.12*** (0.03)	0.14*** (0.05)	0.16*** (0.06)	0.14 (0.10)	0.15 (0.09)	0.15 (0.10)	0.08 (0.08)	0.04 (0.11)	0.01 (0.12)	0.02 (0.11)	0.29* (0.16)	0.28** (0.14)	0.25** (0.13)	0.33** (0.16)	0.35** (0.15)	0.36* (0.20)
	Tasa pasiva ME 3 meses (Lagged-IV)															
Subasta BCN	0.12*** (0.03)	0.13*** (0.04)	0.14*** (0.05)	0.11 (0.08)	0.11 (0.07)	0.13 (0.09)	0.11* (0.06)	0.12** (0.06)	0.09* (0.06)	0.09 (0.06)	0.30*** (0.10)	0.28*** (0.09)	0.27*** (0.08)	0.31*** (0.09)	0.34*** (0.10)	0.33*** (0.11)
	Tasa pasiva ME 6 meses (Lagged-IV)															
Subasta BCN	0.12*** (0.03)	0.13*** (0.04)	0.14*** (0.04)	0.11 (0.08)	0.11 (0.07)	0.14 (0.09)	0.11* (0.06)	0.08 (0.08)	0.07 (0.08)	0.08 (0.08)	0.31*** (0.11)	0.30*** (0.10)	0.28*** (0.09)	0.32*** (0.10)	0.34*** (0.10)	0.33*** (0.11)
	Tasa pasiva ME 1 año (Lagged-IV)															
Subasta BCN	0.12*** (0.03)	0.14*** (0.03)	0.15*** (0.04)	0.11 (0.07)	0.11 (0.07)	0.13* (0.08)	0.13* (0.07)	0.13* (0.07)	0.10 (0.07)	0.08 (0.07)	0.29*** (0.09)	0.28*** (0.09)	0.26*** (0.08)	0.30*** (0.09)	0.33*** (0.09)	0.35*** (0.12)

Nota:—Las estimaciones incluyen las variables de la Tabla 4 y la constante. Los controles se incluyen con 1 rezago. Variable dependiente desestacionalizada con factor MA(2,1,1). Las tasas de operaciones de subasta y ventanilla, son un promedio de las tasas de operaciones con plazos menores o iguales a 30 días. Errores estándar robustos entre paréntesis. *, **, *** representa la significancia estadística al 10, 5, y 1 por ciento, respectivamente.

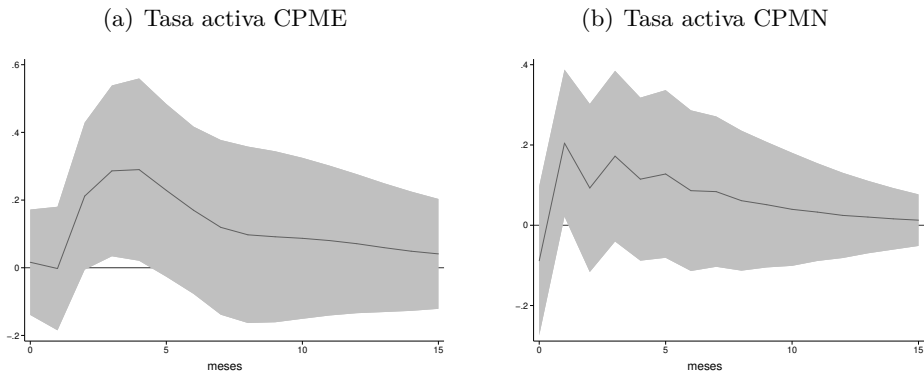
Fuente: Elaboración propia.

Las estimaciones de la influencia de la tasa de interés de subasta de reportos con respecto a la tasa activa de los bancos comerciales (en moneda nacional), reflejan también una asociación positiva¹⁵. No obstante, la magnitud de dicha relación es inferior a la descrita anteriormente. Particularmente, se observa que existe una relación que se ubica aproximadamente entre 0.10 y 0.20 puntos entre las tasas, misma que se acerca a 0.20 al utilizar la metodología de *lagged-IV*, pero siendo menos robusta (Tabla A7).

5.3. Relación dinámica de tasas

La relación de tasas de interés se analiza también con modelos SVAR (véase la sección 4.5.3 para los detalles metodológicos), donde se establece un sistema en el que la tasa de interés de créditos bancarios depende de la tasa de operaciones de reportos monetarios y la tasa pasiva, y se usa la tasa de fondos federales de la Reserva Federal (FED) como un instrumento que afecta la tasa activa de créditos, a través de las tasas de interés de operaciones de reportos del Banco Central¹⁶. Se estima la relación de tasas para créditos a corto plazo en moneda extranjera y en moneda nacional (Figura 6).

FIGURA 6: Relación Dinámica de Tasas de Interés

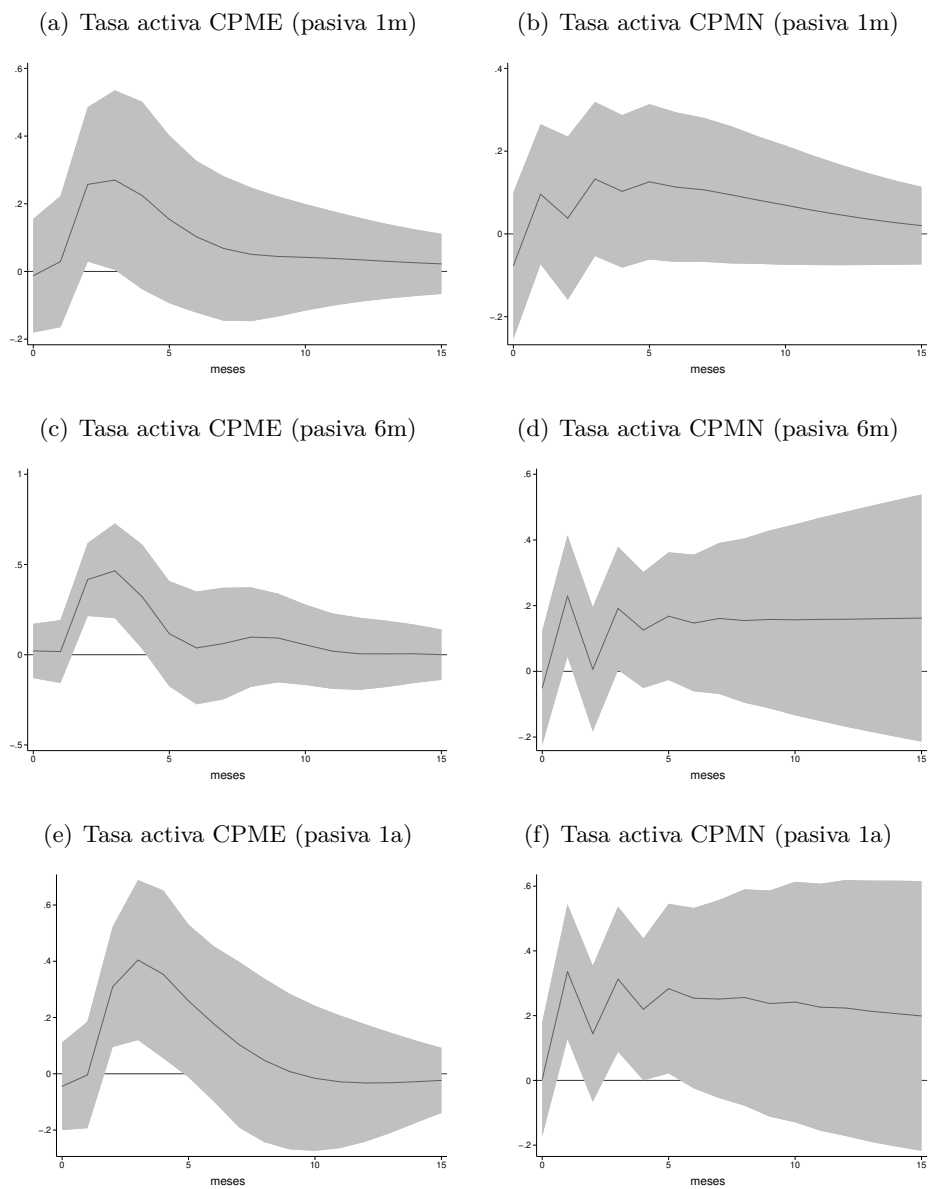


Nota:--Puntos porcentuales. Choque de una desviación estándar de la tasa de subasta de reportos monetarios (aproximadamente 0.5 p.p). La tasa de reportos es un promedio de las tasas de operaciones de 30 días o menos. El área sombreada refleja un intervalo de confianza del 90 por ciento. Modelo SVAR(4), de acuerdo con criterios de información. CPME: corto plazo en moneda extranjera. CPMN: corto plazo en moneda nacional. Fuente: Elaboración propia.

¹⁵Esto puede estar asociado con el hecho de que, a partir de 2018, la correlación entre la tasa activa a corto plazo (en ambas monedas) es superior a 87 por ciento.

¹⁶Se anula la relación entre variables locales y la tasa de la FED.

FIGURA 7: Relación Dinámica de Tasas de Interés (sensibilidad)



Nota:—Puntos porcentuales. Choque de una desviación estándar de la tasa de subasta de reportos monetarios (aproximadamente 0.5 p.p). La tasa de reportos es un promedio de las tasas de operaciones de 30 días o menos. El área sombreada refleja un intervalo de confianza del 90 por ciento. Modelo SVAR(4), de acuerdo con criterios de información. CPME: corto plazo en moneda extranjera. CPMN: corto plazo en moneda nacional. 1m: 1 mes. 6m: 6 meses. 1a: 1 año.
 Fuente: Elaboración propia.

Al simular un choque de una desviación estándar (aproximadamente 0.5 puntos porcentuales) de la tasa de reportos monetarios mediante el mecanismo de subasta, este se asocia con un incremento significativo (hasta dos meses después del choque) en la tasa de créditos en moneda extranjera, con una magnitud cercana a 0.20 puntos porcentuales. Si bien en el caso de la tasa de créditos en moneda nacional también se observa una relación positiva, la misma no es distinta de cero (tras el segundo mes luego del choque), siendo también menos robusta.

El resultado del modelo SVAR es coherente con lo descrito en las estimaciones iniciales, donde se observa que la tasa de créditos en moneda extranjera parece ser más sensible a los movimientos de la tasa de reportos monetarios del Banco Central. A pesar de ello, esta relación es significativa solo durante dos periodos, y la misma puede ser más baja en la medida que las operaciones activas del Banco Central reducen su relevancia, como se ha visto en 2023, al comparar con los volúmenes negociados en 2018 y 2019.

A pesar de lo anterior, en la medida que la Tasa de Referencia Monetaria (TRM)¹⁷ del Banco Central se consolide, para señalar el costo de operaciones monetarias de corto plazo, eso puede ayudar a la transmisión de tasas de interés de las operaciones activas del BCN, incluso cuando las operaciones de reportos poseen menor preponderancia.

5.4. Consideraciones de los resultados

Se debe notar que, el potencial ‘efecto’ de la tasa de reportos monetarios del Banco Central sobre la tasa activa del sistema bancario se estima en un período particular de inestabilidad. Por tanto, dicho ‘efecto’ podría diferir en periodos de ‘normalidad’, o en el caso de que se incorpore mayor información estadística, dado que esa relación de interés se estima con una ventana corta de datos, limitando así el poder estadístico del modelo, pero también la capacidad de realizar inferencia.

No obstante, la coherencia de los resultados al considerar las distintas metodologías de estimación utilizadas, permite pensar que los mecanismos de provisión de liquidez de parte del Banco Central (i.e., reportos por subasta o ventanilla), pueden no solo garantizar la liquidez de los bancos en periodos de estrés financiero, sino que podrían también tener potencial para afectar las

¹⁷Según el BCN, la TRM es la tasa utilizada como referencia para señalar el costo en córdobas de las operaciones monetarias a 1 día plazo.

tasas de interés activas de las entidades bancarias, siempre que los bancos demanden la liquidez provista por la Autoridad Monetaria mediante esos mecanismos¹⁸.

6. Conclusiones

El análisis de los determinantes de las tasas de interés activas de los bancos comerciales, resulta fundamental para comprender la capacidad de transmisión de las tasas de política monetaria. Dado que, en Nicaragua el Banco Central desde 2018 potenció sus operaciones activas de inyección de liquidez mediante reportos monetarios, el presente documento ha estimado la relación de la tasa de interés de esas operaciones, sobre las tasas activas del sistema bancario. Considerando que las operaciones activas de reportos de parte del Banco Central se llevaron a cabo tras el choque adverso que experimentó Nicaragua en 2018, resulta desafiante poder identificar algún potencial efecto.

Se identifica que, a partir del choque de 2018, se observó un alza de entre 2.3 y 2.7 puntos porcentuales de la tasa de interés activa, y también se muestra que la tasa de operaciones activas de reportos del Banco Central, presentó una relación positiva con la tasa de créditos del sistema bancario. En particular, se evidencia que un aumento de un punto porcentual en la tasa de operaciones activas del Banco Central, se podría asociar con un alza aproximada de entre 0.10 y 0.30 puntos porcentuales en la tasa de interés de créditos denominados en moneda extranjera. Esa es una relación más fuerte que la observada entre las tasas activas de créditos y las tasas de operaciones interbancarias en periodos ‘normales’.

Adicionalmente, se encuentra que la tasa activa de créditos en moneda nacional es menos sensible a cambios de la tasa de reportos monetarios del Banco Central, lo cual podría estar relacionado con el hecho de que en el país cerca del 90 por ciento de los créditos se otorgan en dólares (o en moneda local con mantenimiento de valor).

Lo anterior es importante debido a que las operaciones activas de reportos del Banco Central fueron mayores que las realizadas entre los bancos

¹⁸La relación entre la tasa de operaciones de subastas de reportos, con las tasas activas de corto plazo de los bancos comerciales, es consistente con lo que sugiere la prueba de precedencia temporal o causalidad en el sentido de [Granger \(1969\)](#), la cual es presentada en la [Tabla A3](#).

comerciales luego de la introducción de este mecanismo de provisión de liquidez, sustituyendo en parte las operaciones realizadas en el mercado interbancario (en moneda nacional), en un contexto donde las operaciones interbancarias ya perdían relevancia. Así, esa sustitución se ha dado no solo en volumen, sino también en la eventual capacidad de incidir en las tasas activas del sistema bancario.

Dado que las estimaciones se hacen incorporando un periodo de inestabilidad, la magnitud de las relaciones encontradas podría cambiar en la medida que se incorpore una mayor cantidad de datos, o las operaciones activas del Banco Central tengan menor preponderancia. Así, los resultados encontrados deben tomarse con prudencia, y no necesariamente podrían ser extrapolables a episodios ‘normales’. Por ello, puede ser importante dar continuidad a este tipo de estudios.

Así, esta investigación puede ser ampliada incorporando otras estrategias para evaluar la efectividad de las operaciones activas del Banco Central, por ejemplo, enfocándose en su potencial efecto sobre el volumen de crédito. Por otro lado, podría ser importante realizar un análisis similar al presentado, considerando otras estrategias empíricas de estimación que presenten menores limitaciones metodológicas que, a su vez, puedan brindar validez a los resultados encontrados, permitiendo así tener un mejor entendimiento de la relación entre las operaciones de política monetaria de la Autoridad Monetaria, y su eventual traspaso a las tasas de interés de los bancos comerciales.

Referencias

- Abadie, A., Diamond, A. & Hainmueller, J. (2010), ‘Synthetic control methods for comparative case studies: Estimating the effect of California’s tobacco control program’, *Journal of the American Statistical Association* **105**(490), 493–505.
- Abadie, A. & Gardeazabal, J. (2003), ‘The economic costs of conflict: A case study of the Basque Country’, *American Economic Review* **93**(1), 113–132.
- Agapova, A. & McNulty, J. E. (2016), ‘Interest rate spreads and banking system efficiency: General considerations with an application to the transition economies of Central and Eastern Europe’, *International Review of Financial Analysis* **47**(1), 154–165.

- Aleem, A. (2010), 'Transmission mechanism of monetary policy in India', *Journal of Asian Economics* **21**(2), 186–197.
- Angrist, J. D. & Pischke, J.-S. (2010), 'The credibility revolution in empirical economics: How better research design is taking the con out of econometrics', *Journal of Economic Perspectives* **24**(2), 3–30.
- Barajas, A., Steiner, R. & Salazar, N. (1999), 'Interest spreads in banking in Colombia, 1974-96', *IMF Staff Papers* **46**(2), 196–224.
- BCN (2001*a*), Boletín financiero: Informe trimestral crisis financieras y su impacto en el crédito, indicadores y estadísticas, Informe. Banco Central de Nicaragua. Managua, Nicaragua.
- BCN (2001*b*), Informe anual 2001, Informe. Banco Central de Nicaragua. Managua, Nicaragua.
- BCN (2018), Informe anual 2018, Informe. Banco Central de Nicaragua. Managua, Nicaragua.
- Becerra, Ó. R. & Melo Velandia, L. F. (2009), 'Transmisión de tasas de interés bajo el esquema de metas de inflación: evidencia para Colombia', *Cuadernos de Economía* **46**(133), 103–134.
- Beck, T. & Hesse, H. (2006), 'Bank efficiency, ownership, and market structure: why are interest spreads so high in uganda?', *World Bank Policy Research Working Paper No. 4027*.
- Bellemare, M. F., Masaki, T. & Pepinsky, T. B. (2017), 'Lagged explanatory variables and the estimation of causal effect', *The Journal of Politics* **79**(3), 949–963.
- Bernanke, B. S. & Gertler, M. (1995), 'Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission', *Journal of Economic Perspectives* **9**(4), 27–48.
- Berstein, S. & Fuentes, R. (2003), 'Is there lending rate stickiness in the Chilean banking industry?', *Central Bank of Chile. Working Paper No. 218*.
- Bhattarai, Y. R. (2015), 'Determinants of lending interest rates of Nepalese commercial banks', *Economic Journal of Development Issues* **18**(1), 39–59.

- Blot, C., Labondance, F. et al. (2013), 'Business lending rate pass-through in the Eurozone: monetary policy transmission before and after the financial crash', *Economics Bulletin* **33**(2), 973–985.
- Brock, P. L. & Suarez, L. R. (2000), 'Understanding the behavior of bank spreads in Latin America', *Journal of Development Economics* **63**(1), 113–134.
- Brunnermeier, M. K. (2009), 'Deciphering the liquidity and credit crunch 2007-2008', *Journal of Economic Perspectives* **23**(1), 77–100.
- Chirwa, E. W. & Mlachila, M. (2004), 'Financial reforms and interest rate spreads in the commercial banking system in Malawi', *IMF Staff Papers* **51**(1), 96–122.
- Chortareas, G. E., Garza-García, J. G. & Girardone, C. (2012), 'Competition, efficiency and interest rate margins in Latin American banking', *International Review of Financial Analysis* **24**(1), 93–103.
- Claeys, S. & Vander Vennet, R. (2008), 'Determinants of bank interest margins in Central and Eastern Europe: A comparison with the West', *Economic Systems* **32**(2), 197–216.
- Clevy, J. F. (2015), 'Estructura microeconómica y rigideces de tasas de interés: evidencia para Nicaragua', *Revista de Economía y Finanzas* **2**(1), 1–26.
- Cunningham, S. (2021), *Causal Inference*, Yale University Press.
- Demirgüç-Kunt, A. & Huizinga, H. (1999), 'Determinants of commercial bank interest margins and profitability: some international evidence', *The World Bank Economic Review* **13**(2), 379–408.
- Dhal, S. C. (2010), 'Regulatory requirements and commercial banks' lending rate: some theoretical perspectives', *Banks & Bank Systems* **5**(2), 241–246.
- Diamond, D. W. & Dybvig, P. H. (1983), 'Bank runs, deposit insurance, and liquidity', *Journal of Political Economy* **91**(3), 401–419.
- Enders, W. (2008), *Applied econometric time series*, John Wiley & Sons.
- Gambacorta, L. (2008), 'How do banks set interest rates?', *European Economic Review* **52**(5), 792–819.

- Gambacorta, L., Illes, A. & Lombardi, M. J. (2014), 'Has the transmission of policy rates to lending rates been impaired by the Global Financial Crisis?', *BIS Working Paper Series No. 477* .
- Gelos, R. G. (2009), 'Banking spreads in latin america', *Economic Inquiry* **47**(4), 796–814.
- Georgievska, L., Kabashi, R., Manova-Trajkovska, N., Mitreska, A. & Vaskov, M. (2010), 'Determinants of Lending Rates and Interest Rate Spreads in Macedonia', *National Bank of the Republic of North Macedonia. Working Paper No. 03* .
- Gigineishvili, N. (2011), 'Determinants of interest rate pass-through: do macroeconomic conditions and financial market structure matter?', *IMF Working Paper No. 176* .
- Granger, C. W. (1969), 'Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods', *Econometrica* **37**(3), 424–438.
- Illes, A., Lombardi, M. J. & Mizen, P. (2015), 'Why did bank lending rates diverge from policy rates after the financial crisis?', *BIS Working Paper Series No. 486* .
- Kiptui, M. C. (2014), 'Determinants of Interest Rate Spread: Some Empirical Evidence from Kenya's Banking Sector', *International Business Research* **7**(11), 94.
- Matemilola, B., Bany-Arifin, A. & Muhtar, F. E. (2015), 'The impact of monetary policy on bank lending rate in South Africa', *Borsa Istanbul Review* **15**(1), 53–59.
- Mody, A., Ohnsorge, F. & Sandri, D. (2012), 'Precautionary savings in the great recession', *IMF Economic Review* **60**(1), 114–138.
- Nguyen, C. V. & Islam, A. M. (2010), 'Asymmetries in the thai lending–deposit rate spread: An econometric analysis', *Applied Economics Letters* **17**(13), 1229–1236.
- Pal, J. (2019), 'Lending Rate Stickiness in India: An Application of Threshold Co-integration Analysis', *International Journal of Research in Social Sciences* **9**(1), 564–581.
- Reed, W. R. (2015), 'On the practice of lagging variables to avoid simultaneity', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **77**(6), 897–905.

- Saunders, A. & Schumacher, L. (2000), 'The determinants of bank interest rate margins: an international study', *Journal of International Money and Finance* **19**(6), 813–832.
- Tarus, D. K. & Manyala, P. O. (2018), 'What determines bank interest rate spread? Evidence from Sub-Saharan Africa', *African Journal of Economic and Management Studies* **9**(3), 335–348.
- Torres, N. (2021), 'Costo económico de conflictos en Nicaragua: un enfoque de control sintético', *Revista de Economía y Finanzas* **8**(1), 155–187.
- Torres, N. (2022), 'Riesgo y crédito bancario en Nicaragua', *Revista de Economía y Finanzas* **9**(1), 91–136.
- Vithessonthi, C., Schwaninger, M. & Müller, M. O. (2017), 'Monetary policy, bank lending and corporate investment', *International Review of Financial Analysis* **50**(1), 129–142.
- Wang, Y. & Bellemare, M. F. (2019), 'Lagged variables as instruments', *Working Paper* .
- West, K. D., Wong, K.-f. & Anatolyev, S. (2009), 'Instrumental variables estimation of heteroskedastic linear models using all lags of instruments', *Econometric Reviews* **28**(5), 441–467.
- Yeyati, E. L. (2021), 'Financial dollarization and de-dollarization in the new millennium', *REDNIE. Working Paper No. 38* .
- Zarruk, E. R. & Madura, J. (1992), 'Optimal bank interest margin under capital regulation and deposit insurance', *Journal of Financial and Quantitative Analysis* **27**(1), 143–149.

A. Apéndice

El modelo parte de la función de utilidad de los bancos:

$$Max(\Pi) = (1-\rho)(r_L - \tau_L)L + (r_I - \tau_I)I - r_D \left[\frac{(1-\kappa)L + I - B}{(1-\varepsilon)} \right] - r_B B - \hat{\alpha}L$$

Separando los términos,

$$Max(\Pi) = (1-\rho)r_L L - (1-\rho)\tau_L L + (r_I - \tau_I)I - r_D \left[\frac{(1-\kappa)L + I - B}{(1-\varepsilon)} \right] - r_B B - \hat{\alpha}L$$

Tomando las condiciones implícitas de primer orden con respecto a L :

$$\frac{\partial \Pi}{\partial L} = \frac{\partial \Pi}{\partial r_L} \frac{\partial r_L}{\partial L} = \left[(1-\rho)L \frac{\partial r_L}{\partial L} + (1-\rho)r_L - (1-\rho)\tau_L - \left(\frac{(1-\kappa)}{(1-\varepsilon)} \right) r_D - \hat{\alpha} \right] = 0$$

Dado que la elasticidad entre la tasa de interés y el volumen crediticio se expresa como: $e_L = \frac{\partial r_L \times L}{\partial L \times r_L}$, entonces, al multiplicar y dividir por r_L la expresión anterior,

$$\left[(1-\rho)L \frac{\partial r_L}{\partial L} \frac{r_L}{r_L} + (1-\rho)r_L - (1-\rho)\tau_L - \left(\frac{(1-\kappa)}{(1-\varepsilon)} \right) r_D - \hat{\alpha} \right] = 0$$

Se obtiene,

$$\left[(1-\rho)e_L r_L + (1-\rho)r_L - (1-\rho)\tau_L - \left(\frac{(1-\kappa)}{(1-\varepsilon)} \right) r_D - \hat{\alpha} \right] = 0$$

Despejando r_L , entonces:

$$(1-\rho)e_L r_L + (1-\rho)r_L = (1-\rho)\tau_L + \left(\frac{(1-\kappa)}{(1-\varepsilon)} \right) r_D + \hat{\alpha}$$

$$(1-\rho)(1+e_L)r_L = (1-\rho)\tau_L + \left(\frac{(1-\kappa)}{(1-\varepsilon)} \right) r_D + \hat{\alpha}$$

Finalmente, al dividir por $(1-\rho)(1+e_L)$ se tiene:

$$r_L = \frac{1}{\zeta_L} \left[\tau_L + \frac{\hat{\alpha}}{1-\rho} + \left(\frac{(1-\kappa)}{(1-\varepsilon)(1-\rho)} \right) r_D \right]$$

Con $\zeta_L = 1 + e_L$.

B. Anexos

TABLA A1: Descripción de las Variables

Variable	Descripción	Fuente
Tasa de interés activa	Tasa de interés de créditos a corto plazo en moneda extranjera (CPME), o a corto plazo en moneda nacional (CPMN).	BCN y FMI [†]
Tasa de interés pasiva	Tasa de interés de depósitos a corto plazo en moneda extranjera (CPME) o en moneda nacional (CPMN); esta última a plazo de 1 mes.	BCN
Tasa interbancaria	Tasa de reportos y opciones a corto plazo en moneda nacional (30 días o menos).	BCN
Tasa subasta reportos	Tasa de operaciones de subasta de reportos del Banco Central (30 días o menos).	BCN
Tasa ventanilla reportos	Tasa de operaciones de ventanilla de reportos del Banco Central (30 días o menos).	BCN
Crecimiento del IMAE	Tasa de crecimiento interanual del IMAE.	BCN
Inflación	Tasa variación interanual del IPC.	BCN
Concentración	Concentración de activos de los tres principales bancos del país.	BCN
Resultado fiscal	Diferencia de ingresos y gastos después de donaciones.	SECMCA
Crecimiento del numerario	Crecimiento del numerario como <i>proxy</i> de crecimiento de precios.	BCN
Dolarización de depósitos	Proporción de depósitos en moneda extranjera respecto al total.	BCN
Deuda total a PIB	Deuda interna y externa como porcentaje del PIB.	SECMCA
Provisiones	Provisiones como porcentaje de la cartera vencida.	BCN
Liquidez	Ratio entre disponibilidades y obligaciones de los bancos con el público.	BCN
Gastos administrativos	Gastos administrativos como porcentaje de los activos totales.	BCN
Adecuación de capital	Recursos propios de las entidades, entre activos ponderados por riesgo.	BCN
Excedente de encaje en moneda nacional	Diferencia entre la tasa de encaje observada en moneda nacional y la tasa requerida.	BCN
Excedente de encaje en moneda extranjera	Diferencia entre la tasa de encaje observada en moneda extranjera y la tasa requerida.	BCN
Brecha cambiaria	Diferencia entre el tipo de cambio de venta y el tipo de cambio de compra de mercado.	SECMCA
Tasa bonos del tesoro	Tasa de bonos del tesoro de Estados Unidos a 3 meses.	FRED [‡]
FED Funds Rate	Tasa de fondos federales de la Reserva Federal.	FRED

Nota: -[†] Para las tasas de interés del *set* de países usados para construir el control sintético. [‡] Federal Reserve Economic Data. IPC: Índice de Precios al Consumidor. IMAE: Índice Mensual de Actividad Económica. PIB: Producto Interno Bruto.

Fuente: Elaboración propia.

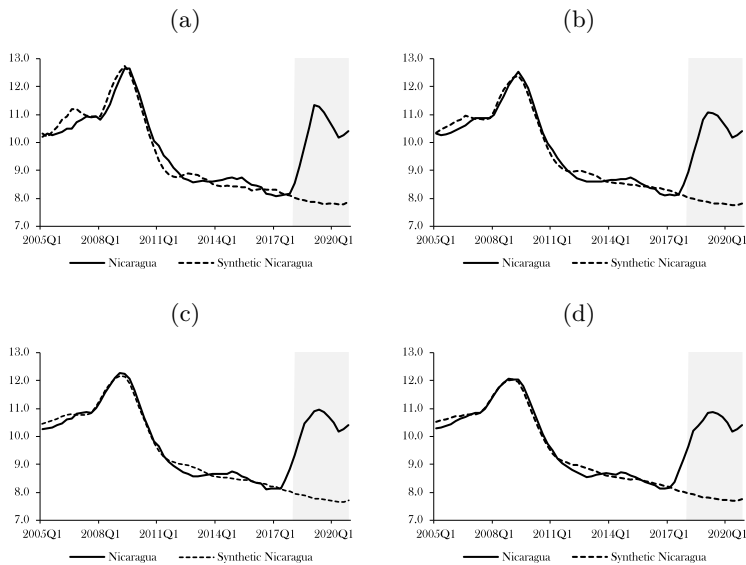
TABLA A2: Ponderadores del Control Sintético

País	Comb. 1	Comb. 2	Comb. 3	Comb. 4	Comb. 5
Anguila	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Antigua y Barbuda	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Azerbaiyán	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Bolivia	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Camboya	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Chile	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Dominica	0.14	0.11	0.04	0.00	0.00
El Salvador	0.38	0.45	0.44	0.44	0.44
Georgia	0.12	0.13	0.15	0.17	0.17
Grenada	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Honduras	0.10	0.04	0.16	0.22	0.21
Indonesia	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Kenia	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Kyrgyzstan	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Maldivas	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Moldova	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Mongolia	0.26	0.28	0.22	0.18	0.18
Macedonia	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Oman	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Polonia	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Nota:—Se hace referencia a los 5 distintos ajustes de suavizamiento de la serie de tasas de interés. Representa el porcentaje de variación de la tasa activa en Nicaragua, explicado por la tasa de interés de cada país.

Fuente: Elaboración propia.

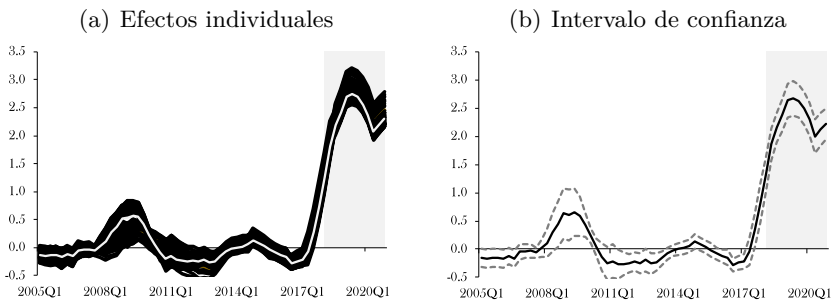
FIGURA A1: Sensibilidad del Efecto del Choque de 2018 en la Tasa Activa



Nota:--Porcentaje. La línea punteada refleja la simulación de la tasa de interés activa en Nicaragua, conforme la combinación lineal de la tasa activa de los países de la *donor pool*. La serie es desestacionalizada mediante el método de media móvil MA con ventana (2,1,2 a 5). El área sombreada refleja el periodo tras el choque de 2018.

Fuente: Elaboración propia.

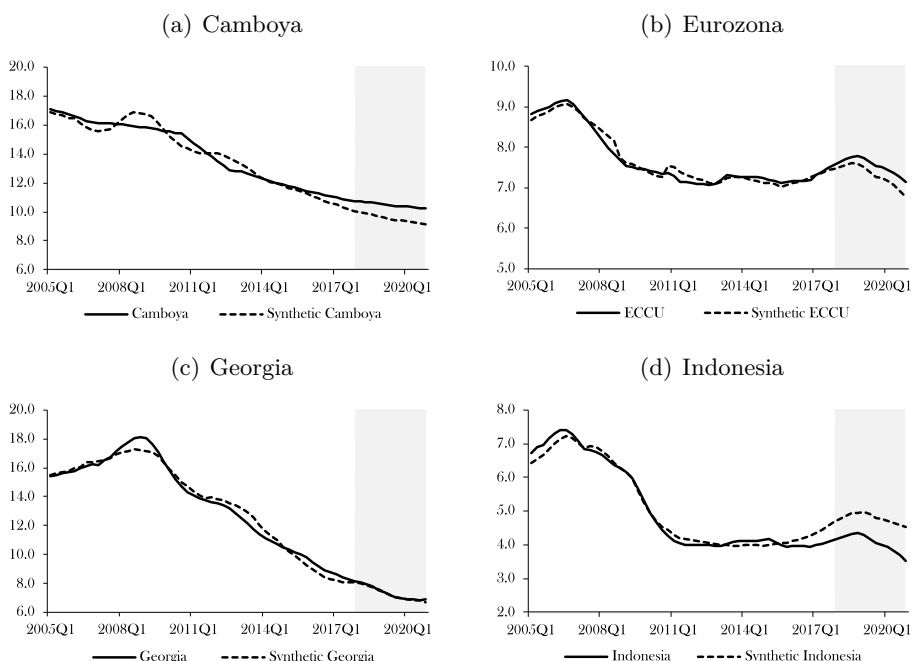
FIGURA A2: Sensibilidad del Efecto del Choque de 2018 en la Tasa Activa



Nota:--Puntos porcentuales. El panel (a) muestra los efectos individuales de 100 distintas repeticiones en la estimación del control sintético, considerando variaciones en la inclusión de periodos previo a 2018, y la eliminación de países de la *donor pool*. En el panel (b) la línea continua refleja la mediana de los efectos individuales y las líneas punteadas un intervalo de ± 2 desviaciones estándar. El área sombreada refleja el periodo luego de los eventos de 2018.

Fuente: Elaboración propia.

FIGURA A3: Estudios Placebo



Nota:—Porcentaje. La línea punteada refleja la simulación de la tasa de interés activa en cada país, conforme la combinación lineal de la tasa activa de los países de la *donor pool*. El área sombreada refleja el periodo luego del choque de 2018. Los países presentados son los que reflejan el menor RMSPE previo a 2018.

Fuente: Elaboración propia.

TABLA A3: Prueba de Precedencia Temporal

Hipótesis nula de precedencia	Rezagos					
	2	3	4	5	6	7
Tasa Subasta BCN a Tasa Activa CPME	0.01**	0.01**	0.02**	0.03**	0.02**	0.03**
Tasa Activa CPME a Tasa Subasta BCN	0.86	0.42	0.25	0.26	0.22	0.00***
Tasa Subasta BCN a Tasa Activa CPMN	0.00***	0.00***	0.00***	0.00***	0.00***	0.00***
Tasa Activa CPMN a Tasa Subasta BCN	0.37	0.62	0.20	0.60	0.79	0.59

Nota:—El rechazo de la hipótesis nula indica que la variable ‘X’ causa, en el sentido de Granger (1969), a ‘Y’. Tasas activas a corto plazo en moneda extranjera (CPME) y moneda nacional (CPMN). Tasas desestacionalizadas con el método Tramo-Seats. ***, **, * significancia estadística al 1, 5 y 10 por ciento, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

TABLA A4: Determinantes de la Tasa de Interés Activa en Moneda Nacional

Variables	Dependiente: Tasa de Interés Activa en Moneda Nacional															
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
Tasa subasta BCN	0.22*** (0.04)	0.21*** (0.04)	0.17*** (0.04)	0.06 (0.05)	0.06 (0.05)	0.10* (0.06)	0.12* (0.06)	0.10 (0.06)	0.13** (0.06)	0.13** (0.06)	0.13** (0.06)	0.14** (0.06)	0.12** (0.06)	0.12* (0.06)	0.15** (0.07)	0.19*** (0.07)
Tasa activa CPMN(-2)	0.83*** (0.04)	0.83*** (0.04)	0.80*** (0.04)	0.79*** (0.04)	0.79*** (0.04)	0.78*** (0.04)	0.77*** (0.04)	0.73*** (0.04)	0.59*** (0.07)	0.61*** (0.08)	0.63*** (0.08)	0.63*** (0.09)	0.62*** (0.09)	0.70*** (0.18)	0.66*** (0.18)	0.58*** (0.18)
Tasa pasiva CPME	0.29 (0.39)	0.28 (0.36)	0.28 (0.36)	0.00 (0.37)	0.12 (0.45)	0.23 (0.45)	0.22 (0.43)	0.31 (0.46)	0.39 (0.39)	0.29 (0.38)	0.29 (0.38)	0.36 (0.41)	0.34 (0.41)	0.30 (0.41)	0.16 (0.38)	0.16 (0.43)
Crecimiento IMAE	-0.02** (0.01)	-0.02*** (0.01)	-0.02*** (0.01)	-0.02** (0.01)	-0.02** (0.01)	-0.02** (0.01)	-0.02** (0.01)	-0.01* (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)
Concentración	-0.34*** (0.13)	-0.32** (0.14)	-0.32** (0.14)	-0.32** (0.14)	-0.32** (0.14)	-0.32** (0.14)	-0.32** (0.14)	-0.46* (0.25)	-0.57*** (0.21)	-0.56*** (0.21)	-0.53** (0.22)	-0.53** (0.22)	-0.55** (0.22)	-0.54** (0.22)	-0.47** (0.22)	-0.51** (0.22)
Resultado fiscal	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)
Crecimiento num.	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.02** (0.01)
Dolarización dep.	-0.05 (0.06)	-0.05 (0.06)	-0.05 (0.06)	-0.05 (0.06)	-0.05 (0.06)	-0.05 (0.06)	-0.05 (0.06)	-0.04 (0.06)	-0.04 (0.06)	-0.04 (0.06)	-0.04 (0.06)	-0.04 (0.06)	-0.04 (0.06)	-0.04 (0.06)	-0.04 (0.06)	-0.04 (0.06)
Deuda/PIB	-0.04 (0.03)	-0.04 (0.03)	-0.04 (0.03)	-0.04 (0.03)	-0.04 (0.03)	-0.04 (0.03)	-0.04 (0.03)	-0.04 (0.03)	-0.03 (0.03)	-0.03 (0.03)	-0.03 (0.03)	-0.03 (0.03)	-0.03 (0.03)	-0.03 (0.03)	-0.03 (0.03)	-0.03 (0.03)
Provisiones/cart. venc.	-0.01 (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.01 (0.00)
Disponibilidades/oblig.	-0.01 (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.01 (0.00)
Gastos adm./act.	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)
Excedente encaje MN	0.51 (0.36)	0.51 (0.36)	0.51 (0.36)	0.51 (0.36)	0.51 (0.36)	0.51 (0.36)	0.51 (0.36)	0.51 (0.36)	0.52 (0.36)	0.52 (0.36)	0.52 (0.36)	0.52 (0.36)	0.51 (0.36)	0.51 (0.36)	0.38 (1.29)	0.36 (1.29)
Excedente encaje ME	-0.06 (0.06)	-0.06 (0.06)	-0.06 (0.06)	-0.06 (0.06)	-0.06 (0.06)	-0.06 (0.06)	-0.06 (0.06)	-0.06 (0.06)	-0.06 (0.06)	-0.06 (0.06)	-0.06 (0.06)	-0.06 (0.06)	-0.06 (0.06)	-0.06 (0.06)	-0.06 (0.06)	-0.05 (0.06)
Adecuación de cap.	2.80*** (0.15)	2.80*** (0.15)	2.80*** (0.15)	2.80*** (0.15)	2.80*** (0.15)	2.80*** (0.15)	2.80*** (0.15)	2.80*** (0.15)	2.80*** (0.15)	2.80*** (0.15)	2.80*** (0.15)	2.80*** (0.15)	2.80*** (0.15)	2.80*** (0.15)	2.80*** (0.15)	2.80*** (0.15)
Brecha cambiaria	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)
FED Funds Rate	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)
Tasa bonos del tesoro	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)	0.00 (0.10)
Observaciones	49	49	49	49	49	49	49	49	49	49	49	49	49	49	49	49
R-squared	0.95	0.95	0.95	0.96	0.96	0.96	0.96	0.97	0.98	0.98	0.98	0.98	0.98	0.98	0.98	0.98

Nota.- Véase el detalle de la definición de cada variable en la Tabla A1. Variable dependiente desestacionalizada con factor MA(2,1,1). Errores estándar robustos entre paréntesis. *, **, *** representa la significancia estadística al 10, 5, y 1 por ciento, respectivamente. Fuente: Elaboración propia.

TABLA A5: Sensibilidad de los Determinantes de la Tasa Activa

Tasa de:	Dependiente: Tasa de Interés Activa CPME															
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
Subasta	0.24*** (0.04)	0.23*** (0.05)	0.21*** (0.05)	0.18*** (0.09)	0.19*** (0.08)	0.22*** (0.10)	0.15 (0.11)	0.23*** (0.11)	0.26*** (0.10)	0.24** (0.11)	0.25** (0.10)	0.26** (0.10)	0.25** (0.11)	0.25** (0.11)	0.16 (0.11)	0.21** (0.10)
Observaciones	49	49	49	49	49	49	49	49	49	49	49	49	49	49	49	49
R-squared	0.83	0.83	0.83	0.83	0.84	0.84	0.86	0.89	0.93	0.93	0.94	0.94	0.94	0.94	0.95	0.96
Subasta(-1)	0.25*** (0.04)	0.24*** (0.05)	0.21*** (0.06)	0.19** (0.08)	0.21*** (0.08)	0.23*** (0.09)	0.20** (0.08)	0.20** (0.08)	0.21*** (0.08)	0.20*** (0.07)	0.24*** (0.08)	0.24*** (0.08)	0.24*** (0.08)	0.24** (0.09)	0.14* (0.07)	0.19** (0.08)
Observaciones	49	49	49	49	49	49	49	49	49	49	49	49	49	49	49	49
R-squared	0.83	0.83	0.84	0.84	0.84	0.85	0.87	0.90	0.93	0.93	0.94	0.94	0.94	0.94	0.95	0.96
Subasta(-2)	0.23*** (0.04)	0.22*** (0.05)	0.18*** (0.05)	0.14*** (0.05)	0.14*** (0.05)	0.15** (0.06)	0.14** (0.06)	0.16** (0.07)	0.17*** (0.06)	0.17*** (0.06)	0.20*** (0.06)	0.21*** (0.06)	0.21*** (0.06)	0.23*** (0.07)	0.11 (0.07)	0.14* (0.08)
Observaciones	50	50	50	50	50	50	50	50	50	50	50	50	50	50	50	50
R-squared	0.83	0.83	0.84	0.85	0.85	0.85	0.87	0.90	0.92	0.93	0.94	0.94	0.94	0.94	0.95	0.95
Ventanilla	0.18*** (0.03)	0.19*** (0.04)	0.18*** (0.05)	0.28*** (0.10)	0.30*** (0.09)	0.33*** (0.11)	0.25** (0.11)	0.34*** (0.12)	0.33*** (0.11)	0.34*** (0.10)	0.36*** (0.09)	0.36*** (0.09)	0.36*** (0.10)	0.36*** (0.10)	0.26*** (0.09)	0.27*** (0.09)
Observaciones	45	45	45	45	45	45	45	45	45	45	45	45	45	45	45	45
R-squared	0.83	0.83	0.83	0.84	0.84	0.85	0.87	0.90	0.93	0.93	0.95	0.95	0.95	0.95	0.96	0.96
Ventanilla(-1)	0.21*** (0.04)	0.21*** (0.05)	0.20*** (0.05)	0.25*** (0.09)	0.28*** (0.09)	0.33*** (0.10)	0.27** (0.10)	0.37*** (0.11)	0.32*** (0.11)	0.35*** (0.11)	0.33*** (0.11)	0.35*** (0.12)	0.35*** (0.12)	0.40*** (0.11)	0.31** (0.11)	0.31*** (0.11)
Observaciones	44	44	44	44	44	44	44	44	44	44	44	44	44	44	44	44
R-squared	0.83	0.83	0.83	0.84	0.85	0.85	0.87	0.92	0.93	0.94	0.94	0.94	0.94	0.95	0.96	0.96
Ventanilla(-2)	0.20*** (0.04)	0.20*** (0.06)	0.19*** (0.06)	0.23** (0.09)	0.25*** (0.09)	0.29*** (0.10)	0.22* (0.11)	0.41*** (0.11)	0.39*** (0.10)	0.41*** (0.10)	0.35*** (0.11)	0.35*** (0.12)	0.35*** (0.12)	0.38** (0.14)	0.25 (0.18)	0.24 (0.17)
Observaciones	44	44	44	44	44	44	44	44	44	44	44	44	44	44	44	44
R-squared	0.83	0.83	0.83	0.83	0.84	0.85	0.86	0.91	0.93	0.94	0.94	0.94	0.94	0.94	0.95	0.95

Nota: Las estimaciones incluyen covariables y la constante, como en la Tabla 4. Variable dependiente desestacionalizada con factor MA(2,1,1). Las tasas de operaciones de subasta e interbancaria, son un promedio de las tasas de operaciones con plazos menores o iguales a 30 días. Errores estándar robustos entre paréntesis. *, **, *** representa la significancia estadística al 10, 5, y 1 por ciento, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

TABLA A6: Sensibilidad de la Relación de Tasas

Tasa de:		Dependiente: Tasa de Interés Activa CPME													
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
Ventanilla	0.09*** (0.02)	0.10** (0.04)	0.10** (0.04)	0.16** (0.07)	0.16** (0.07)	0.18** (0.07)	0.12* (0.07)	0.16** (0.06)	0.17** (0.07)	0.19*** (0.06)	0.20*** (0.05)	0.21*** (0.05)	0.18*** (0.05)	0.18*** (0.05)	0.14*** (0.05)
Ventanilla	0.09*** (0.02)	0.09*** (0.03)	0.10*** (0.03)	0.16** (0.07)	0.17** (0.07)	0.19** (0.08)	0.12* (0.08)	0.14** (0.06)	0.16** (0.07)	0.17** (0.07)	0.21*** (0.05)	0.22*** (0.05)	0.20*** (0.05)	0.20*** (0.05)	0.17*** (0.05)
Ventanilla	0.09*** (0.02)	0.09*** (0.02)	0.10*** (0.03)	0.16** (0.07)	0.17** (0.07)	0.19** (0.07)	0.13* (0.07)	0.16*** (0.06)	0.16*** (0.06)	0.16** (0.06)	0.20*** (0.05)	0.20*** (0.05)	0.17*** (0.05)	0.18*** (0.05)	0.14** (0.05)
Ventanilla	0.09*** (0.02)	0.12*** (0.03)	0.12*** (0.03)	0.16** (0.07)	0.17** (0.07)	0.20*** (0.07)	0.16** (0.07)	0.17** (0.06)	0.19*** (0.06)	0.20*** (0.06)	0.23*** (0.05)	0.24*** (0.05)	0.21*** (0.05)	0.21*** (0.05)	0.16*** (0.05)
Ventanilla	0.10** (0.04)	0.12*** (0.04)	0.17** (0.09)	0.16* (0.09)	0.17* (0.10)	0.14* (0.11)	0.16** (0.08)	0.23*** (0.12)	0.37*** (0.13)	0.40*** (0.13)	0.39*** (0.11)	0.39*** (0.12)	0.37*** (0.11)	0.36*** (0.10)	0.26*** (0.07)
Ventanilla	0.10*** (0.03)	0.12*** (0.03)	0.18** (0.08)	0.15* (0.09)	0.17* (0.10)	0.15* (0.11)	0.20*** (0.07)	0.26*** (0.08)	0.33*** (0.09)	0.40*** (0.09)	0.38*** (0.08)	0.38*** (0.08)	0.37*** (0.07)	0.37*** (0.07)	0.31*** (0.06)
Ventanilla	0.10*** (0.03)	0.12*** (0.03)	0.17** (0.08)	0.15* (0.09)	0.17* (0.10)	0.16* (0.11)	0.23*** (0.07)	0.28*** (0.09)	0.32*** (0.10)	0.41*** (0.10)	0.41*** (0.10)	0.39*** (0.09)	0.38*** (0.08)	0.33*** (0.07)	0.32*** (0.07)
Ventanilla	0.10*** (0.03)	0.12*** (0.03)	0.13*** (0.03)	0.18** (0.07)	0.15* (0.08)	0.18** (0.09)	0.18** (0.09)	0.22*** (0.08)	0.29*** (0.07)	0.37*** (0.08)	0.43*** (0.09)	0.42*** (0.08)	0.42*** (0.08)	0.41*** (0.07)	0.34*** (0.06)

Nota.—Las estimaciones incluyen las variables de la Tabla 4 y la constante. Los controles se incluyen con 1 rezago. Variable dependiente desestacionalizada con factor MA(2,1). Las tasas de subasta y ventanilla, son un promedio de las tasas de operaciones con plazos menores o iguales a 30 días. Errores estándar robustos entre paréntesis. *, **, *** representa la significancia estadística al 10, 5, y 1 por ciento, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

TABLA A7: Dinámica de Tasas de Interés en Moneda Nacional

Tasa de:		Dependiente: Tasa de Interés Activa en Moneda Nacional														
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
Subasta	0.22*** (0.04)	0.21*** (0.04)	0.17*** (0.04)	0.06 (0.05)	0.06 (0.05)	0.10* (0.06)	0.12* (0.06)	0.10 (0.06)	0.13** (0.06)	0.13** (0.06)	0.13** (0.06)	0.14** (0.06)	0.12** (0.06)	0.12* (0.06)	0.15** (0.07)	0.19*** (0.07)
Subasta(-1)	0.20*** (0.05)	0.18*** (0.06)	0.14*** (0.05)	0.04 (0.05)	0.04 (0.06)	0.08 (0.05)	0.08 (0.06)	0.08 (0.06)	0.09 (0.06)	0.09 (0.05)	0.09 (0.06)	0.09 (0.06)	0.09 (0.06)	0.08 (0.05)	0.07 (0.08)	0.09 (0.02)
Subasta(-2)	0.13** (0.05)	0.11* (0.06)	0.08* (0.04)	-0.03 (0.05)	-0.03 (0.04)	-0.00 (0.04)	-0.00 (0.04)	0.01 (0.04)	0.06 (0.05)	0.06 (0.05)	0.06 (0.05)	0.06 (0.06)	0.06 (0.06)	0.05 (0.05)	0.01 (0.06)	0.02 (0.06)
Ventanilla	0.14*** (0.03)	0.14*** (0.04)	0.11*** (0.04)	0.05 (0.05)	0.05 (0.06)	0.09 (0.06)	0.12* (0.06)	0.12* (0.06)	0.17*** (0.06)	0.18*** (0.06)	0.23*** (0.06)	0.22*** (0.06)	0.21*** (0.06)	0.21*** (0.06)	0.19** (0.07)	0.20*** (0.05)
Ventanilla(-1)	0.10*** (0.03)	0.07** (0.03)	0.05 (0.03)	-0.01 (0.05)	0.00 (0.05)	0.02 (0.06)	0.04 (0.07)	0.04 (0.07)	0.06 (0.07)	0.09 (0.07)	0.10 (0.07)	0.10 (0.07)	0.09 (0.07)	0.09 (0.07)	0.05 (0.07)	0.06 (0.07)
Ventanilla(-2)	0.07* (0.04)	0.04 (0.04)	0.03 (0.04)	-0.05 (0.05)	-0.05 (0.05)	-0.03 (0.07)	-0.01 (0.07)	-0.01 (0.07)	0.03 (0.08)	0.05 (0.08)	0.06 (0.09)	0.05 (0.10)	0.05 (0.09)	0.05 (0.09)	-0.03 (0.10)	-0.06 (0.09)
Subasta	0.25*** (0.05)	0.26*** (0.06)	0.21*** (0.06)	0.02 (0.15)	0.07 (0.14)	0.05 (0.17)	0.00 (0.20)	-0.06 (0.19)	-0.04 (0.17)	-0.05 (0.18)	-0.01 (0.14)	-0.00 (0.10)	-0.02 (0.12)	0.03 (0.13)	0.02 (0.12)	0.02 (0.14)
Ventanilla	0.10*** (0.03)	0.09** (0.04)	0.08** (0.04)	-0.10 (0.10)	-0.08 (0.09)	-0.10 (0.10)	-0.10 (0.12)	-0.10 (0.12)	-0.03 (0.12)	0.03 (0.10)	0.14* (0.08)	0.12* (0.10)	0.09 (0.07)	0.09 (0.07)	0.09 (0.07)	0.05 (0.08)

Nota: Véase el detalle de la definición de cada variable en la Tabla A1. Cuando se usa la metodología de *Lagged-IV*, los controles se incluyen con 1 rezago. Variable dependiente desestacionalizada con factor MA(2,1,1). Las estimaciones incluyen constante y las covariables de la Tabla A4, las que son excluidas por falta de espacio. Errores estándar robustos entre paréntesis. *, **, *** representa la significancia estadística al 10, 5, y 1 por ciento, respectivamente. Fuente: Elaboración propia.

Estimación de la tasa de interés natural para la economía nicaragüense

Rolando Largaespada Fernández & Antonio Brenes Narváez *

Resumen

La Tasa de Interés Real Natural (TIRN) es relevante para los Bancos Centrales, pues junto con otras variables, se utiliza como referencia para establecer la postura de política monetaria. Aunque la Autoridad Monetaria necesita conocer donde se ubica dicha tasa, su medición resulta compleja por ser una variable no observable, afectando así la certeza de su estimación. Esta investigación estima la TIRN para la economía nicaragüense, utilizando tres métodos: el filtro Hodrick-Prescott, la paridad de la tasa de interés y un modelo semi-estructural. Considerando información trimestral desde 2008 hasta el segundo trimestre de 2023, se observa que la medición de la TIRN no difiere sustantivamente entre metodologías, ubicándose en un rango de entre 1.5 a 1.8 por ciento en promedio en el período analizado. Los resultados son consistentes con los encontrados en otros estudios realizados para los países de la región de Centroamérica y República Dominicana (CARD).

Palabras Clave: Nicaragua, Banca Central, Política Monetaria, Filtro de Kalman

Códigos JEL: C32, E43, E52

* Los autores pertenecen a la División Económica del Banco Central de Nicaragua. Para comentarios, comunicarse a los correos: rlargaespada@bcn.gob.ni y abn@bcn.gob.ni. El contenido de este documento es de exclusiva responsabilidad de su(s) autor(es), y no necesariamente representa la posición oficial del Banco Central de Nicaragua.

1. Introducción

La tasa de interés natural (“neutral” o de “equilibrio”) según [Amato \(2005\)](#), se define como el tipo de interés real de equilibrio que es consistente con la estabilidad económica y de precios. Esta ha venido adquiriendo relevancia para los bancos centrales, por cuanto se ha utilizado, en conjunto con otras variables, como referencia para establecer la postura de la política monetaria. Así, por ejemplo, en un contexto en el que las autoridades monetarias consideren que la economía necesita un estímulo, se establecerá la tasa de política monetaria por debajo de la tasa de interés natural, implicando un relajamiento de las condiciones monetarias. Por el contrario, si se cree que es necesario desincentivar el gasto, el Banco Central puede fijar su tasa de política monetaria por encima de la tasa de interés natural, suponiendo un endurecimiento de la política monetaria.

Dado lo anterior, los bancos centrales requieren conocer dónde se ubica la tasa de interés natural, no obstante, al ser una variable no observable se debe inferir a través de métodos estadísticos, lo que afecta el nivel de certeza sobre su estimación. En la actualidad existe una amplia cantidad de literatura sobre estimaciones de la tasa de interés natural y sus determinantes, principalmente para economías desarrolladas, las cuales reflejan que, en general, la tasa de interés natural ha disminuido de forma sostenida desde la década de 1980, en parte debido a un menor crecimiento potencial y factores demográficos (véase [Holston et al. \(2017\)](#); [Brand et al. \(2018\)](#); [Rungcharoenkitkul & Winkler \(2022\)](#)). La misma tendencia se observa en las economías emergentes, aunque los niveles todavía son superiores a los observados en las economías avanzadas (véase [Magud & Tsounta \(2012\)](#); [Carrillo et al. \(2018\)](#); [Gómez-Pineda \(2019\)](#); [Florián & Carrasco Martínez \(2019\)](#); [Ulrich Ruch \(2021\)](#)).

A nivel de la región CARD (Centroamérica y República Dominicana), la mayoría de países presentan estudios de medición de la tasa de interés natural ([Muñoz & Tenorio 2007](#), [Segura & Vindas 2012](#), [Muñoz-Salas & Rodríguez-Vargas 2017](#), [Morán 2010](#), [Álvarez 2021](#), [Paredes et al. 2013](#), [Ramírez de León 2019](#), [Michel 2021](#)). No obstante, para el caso de Nicaragua no se encontraron antecedentes de investigaciones realizadas sobre este tema, por lo que el objetivo de este estudio es presentar una primera estimación para Nicaragua de la Tasa de Interés Real Natural (TIRN), para el período comprendido entre el primer trimestre de 2008 y el segundo trimestre de 2023.

El estudio estima la tasa de interés natural para la economía nicaragüense, utilizando tres métodos: el filtro Hodrick-Prescott, la paridad de la tasa de interés y un modelo semi-estructural. Particularmente, en este último método se aplica una versión del modelo de tasa de interés natural de [Laubach & Williams \(2003\)](#), desarrollado originalmente para la economía estadounidense. Dicho modelo se caracteriza por aplicar el filtro de Kalman a los datos del Producto Interno Bruto (PIB) real, la inflación y la tasa de interés a corto plazo para extraer la tasa de interés natural. Los resultados de los modelos estimados indican que, en promedio, entre el primer trimestre de 2008 y el segundo trimestre de 2023, la TIRN se ubicó en un rango de entre 1.5 y 1.8 por ciento, y en términos nominales entre 7.7 y 8.1 por ciento.

El documento está organizado de la siguiente manera. La sección 2 expone la revisión de literatura relacionada con la tasa de interés natural. La sección 3 presenta la aplicación para la economía nicaragüense, describiendo los datos y la metodología utilizada en las estimaciones. La sección 4 analiza los resultados de las estimaciones obtenidas. Finalmente, la sección 5 muestra las conclusiones del estudio.

2. Revisión de Literatura

En general, los agentes económicos ven el concepto de tasa de interés como un precio, el cual es pagado por el uso del crédito o del dinero. En este sentido, existen 4 conceptos de tasas de interés que tienen gran relevancia desde el punto de vista económico: i) la tasa de interés nominal, que es aquella que se establece entre un banco y el agente que recibe un préstamo, la cual refleja la rentabilidad ganada por el capital prestado; ii) la tasa de interés real, que es la que resulta de descontar a la tasa de interés nominal el efecto de la inflación, por lo que representa el costo real de un préstamo, siendo el factor más relevante para la toma de decisiones de consumo e inversión de los hogares y empresas. Por su parte, iii) la tasa de política monetaria es la tasa de interés que el Banco Central cobra a las instituciones financieras cuando le otorga un préstamo (e.g., reportos monetarios) o la tasa que paga cuando recibe dinero de dichas instituciones (e.g., depósitos monetarios). Finalmente, iv) la TIRN que es una tasa no observable que es consistente con la estabilidad económica y de precios.

[Wicksell \(1936\)](#) es conocido como el precursor del concepto de la tasa de interés natural, definiéndola como aquella tasa en la que la oferta y

la demanda de capital están en equilibrio, y que es consistente con una inflación estable. Dicho concepto estuvo por mucho tiempo olvidado en la macroeconomía convencional, resurgiendo a inicios del siglo XXI y convirtiéndose en una referencia importante para la política monetaria moderna. En la actualidad, la literatura sobre la tasa de interés natural presenta múltiples definiciones basadas en las variables consideradas. En este sentido, [Galesi et al. \(2017\)](#) mencionan tres de las definiciones más citadas en literatura sobre tasas de interés natural: [Woodford & Walsh \(2005\)](#) la definen como el tipo de interés real que se observaría en una economía en la que todos los precios y salarios fueran perfectamente flexibles; [Holston et al. \(2017\)](#) la consideran como aquella tasa que garantiza que el PIB se iguale a su nivel natural y la inflación se mantenga constante, y [Summers \(2016\)](#) que la determina como la tasa coherente con una situación de pleno empleo. Finalmente, a los conceptos anteriores se podría agregar la definición de [Amato \(2005\)](#), que define la tasa natural como la tasa de interés de equilibrio consistente con la estabilidad de precios.

Dado lo anterior, resulta fácil comprender la importancia que la tasa de interés natural tiene para la autoridad monetaria, de tal forma que, a menudo, es considerada al momento de establecer la tasa de política monetaria. En particular, en aquellos bancos centrales con metas de inflación, la TIRN ha venido adquiriendo mayor relevancia por cuanto en estos esquemas se persigue establecer la tasa de política monetaria, de forma que la tasa de interés real se aproxime a su nivel natural, ya que de esta manera se logra que el PIB, el empleo y la inflación, sigan la senda que maximiza el nivel de bienestar ([Galesi et al. 2017](#)). Así, para fines de política monetaria interesa conocer la brecha entre la tasa de interés real actual y la TIRN, pues se considera que, si la tasa de política monetaria real está por debajo del nivel de la tasa de interés natural, la postura de la política monetaria es expansiva (o acomodaticia). Por su parte, si está por encima, la política monetaria es contractiva (o restrictiva), presionando a la baja la demanda agregada y, en consecuencia, la inflación y la brecha del producto.

Un elemento muy relevante que exhibe la tasa de interés natural es que, a diferencia de las otras tasas de interés, presenta el inconveniente de que es una construcción hipotética que no se puede medir directamente (no es observable), por lo que su estimación es una tarea difícil y sujeta a gran incertidumbre (véase: [Laubach & Williams \(2003\)](#); [Holston et al. \(2017\)](#); [Brand et al. \(2018\)](#); [Beyer & Wieland \(2019\)](#)). Esta característica de la TIRN, en parte, explica el hecho de que permaneciera sin mucha relevancia,

hasta que a comienzos del siglo XXI Woodford retomó el concepto de tasa natural planteado por Wicksell. Según Amato (2005), el resurgimiento de la TIRN se explica por el avance alcanzado en la generación de modelos económicos más complejos y sobre todo por su aplicación práctica en la conducción de la política monetaria, principalmente con la adopción de regímenes de metas de inflación por parte de varios bancos centrales en todo el mundo.

A partir de los años noventa se han venido desarrollando numerosas técnicas para estimar la tasa natural de interés. Dentro de las metodologías más simples para estimar la TIRN está el uso de la tasa de interés real promedio, que se considera un *proxy* de la tasa de interés natural cuando se toma durante un largo período de tiempo (véase Us 2018). Dentro de los métodos más sencillos, se encuentran aquellos que utilizan técnicas de filtrado de series de tiempo que intentan separar las tendencias a más largo plazo de las variaciones a corto plazo, como el filtro de Hodrick-Prescott o el filtro Baxter-King. Aunque, varios autores indican que tales métodos de series de tiempo univariantes podrían, en principio, funcionar para estimar la tasa de interés natural cuando la inflación y la actividad económica son relativamente estables, sin embargo, se consideran poco confiables durante períodos de mayor volatilidad (véase: Hamilton 2018, Laubach & Williams 2003, Orphanides & Williams 2002). Alternativamente, se puede estimar la TIRN mediante la paridad descubierta de tasas, bajo el supuesto de que en una economía pequeña y abierta la TIRN doméstica será igual a la TIRN internacional, más una expectativa de depreciación real del tipo de cambio y un premio por riesgo país.

Una metodología alternativa para estimar la TIRN es a través de modelos semi-estructurales, los cuales tienen la ventaja de equilibrar el rigor teórico con un buen ajuste a los datos económicos (véase Bonam et al. (2018)). El modelo semi-estructural más ampliamente utilizado es el de Laubach & Williams (2003), quienes estiman la tasa natural para Estados Unidos usando datos sobre PIB, inflación y la tasa de política monetaria. El modelo establece una relación entre la brecha del PIB real y la brecha rezagada de la tasa real de fondos federales. La tasa de interés natural no observable, luego se infiere de estos datos mediante el uso del filtro de Kalman.

Una metodología más reciente aproxima la tasa de interés natural a partir de la estimación de modelos de equilibrio general dinámico estocástico (DSGE, por sus siglas en inglés). Los modelos DSGE proveen un mejor

entendimiento de la relación entre tasas de interés, inflación y la brecha de producto. Las estimaciones de la TIRN mediante esta técnica se han dado principalmente para economías desarrolladas (véase Barsky et al. (2014); Del Negro et al. (2017); Hristov (2016)).

El surgimiento de diversas metodologías para determinar la tasa de interés natural ha conducido a que, en la actualidad, exista una vasta literatura sobre estimaciones de la TIRN y sus determinantes, principalmente para economías avanzadas. Dentro de los más conocidos están los resultados mensuales que publica la Reserva Federal de Nueva York (actualizada regularmente), utilizando las metodologías de Laubach & Williams (2003) para Estados Unidos, y Holston et al. (2017) que incorpora estimaciones para Estados Unidos, Canadá y la Zona Euro (11 países).

También están los trabajos de Fujiwara et al. (2016) para Japón en el período 1990-2018. Carvalho (2023) realiza estimaciones para la Zona Euro para el periodo 1972-2022. Del Negro et al. (2017) para Estados Unidos en el periodo 1960-2016; Fries et al. (2018) para Francia, Alemania, Italia y España en 1999-2016; Bonam et al. (2018) para Estados Unidos, Japón y Zona Euro en 1960-2015, y Brand et al. (2018) en la Zona Euro. En general, los estudios realizados señalan una clara tendencia hacia una disminución en los niveles de tasas naturales de interés en las economías desarrolladas, producto principalmente del menor crecimiento tendencial y de factores demográficos.

En los países de economías emergentes, la evidencia empírica señala la misma tendencia observada en economías desarrolladas, aunque con valores todavía en niveles superiores. Ulrich Ruch (2021) en su estudio en 20 economías emergentes y en desarrollo¹ con esquemas de metas de inflación, encontró que dichos países han experimentado una disminución de la tasa natural, pasando de más de 6 por ciento en el año 2000, a cerca de 2 por ciento a finales de 2019. Similares resultados se encuentran en los estudios realizados para Asia-Pacífico² (Zhu 2016) e India (Behera et al. 2017).

Para países de Latinoamérica, las estimaciones realizadas de la tasa natural

¹Los países incluidos en este documento fueron Albania, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, República Dominicana, Georgia, Hungría, Indonesia, India, Kazajistán, México, Paraguay, Perú, Filipinas, Polonia, Rusia, Sudáfrica, Tailandia y Turquía.

²Incluye Australia, China, Hong Kong, India, Indonesia, Japón, Corea del Sur, Malasia, Nueva Zelanda, Filipinas, Singapur, Tailandia y Estados Unidos.

de interés muestran la misma tendencia descendente. Así, [Gómez-Pineda \(2019\)](#), en su estudio realizado para las cinco economías más grandes de América Latina (Brasil, México, Chile, Colombia y Perú) encuentra que, en las economías más grandes, Brasil, México y Colombia, la tasa natural real de interés presenta una tendencia a la baja.

Por su parte, [Magud & Tsounta \(2012\)](#) estimaron la tasa de interés real neutral para 10 países latinoamericanos, incluyendo países que poseen regímenes de metas de inflación consolidados (Brasil, Chile, Colombia, México, Perú y Uruguay), y los que recientemente han transitado hacia un régimen de ese tipo (Costa Rica, Guatemala, Paraguay y República Dominicana). Los resultados revelan que las tasas neutrales de política monetaria tienden a ser menores en países con marcos monetarios y fundamentos económicos más sólidos y que son financieramente más abiertos y desarrollados. También encontraron que las economías con marcos monetarios más débiles, y por ende con primas de riesgo por inflación más altas (como en los países con regímenes de metas de inflación menos desarrollados), presentan estimaciones de las TIRN con rangos más amplios, aunque es posible que esta mayor dispersión se deba a las limitaciones de los datos.

Para la región CARD se han realizado estimaciones de la TIRN para Costa Rica, Guatemala y República Dominicana en estudios multi-países como los realizados por [Magud & Tsounta \(2012\)](#) y [Ulrich Ruch \(2021\)](#). Así mismo, la mayoría de países presentan estudios individuales, destacando los trabajos de [Muñoz & Tenorio \(2007\)](#), [Segura & Vindas \(2012\)](#) y [Muñoz-Salas & Rodríguez-Vargas \(2017\)](#) para Costa Rica; [Álvarez \(2021\)](#) para Honduras; y [Ramírez de León \(2019\)](#), [Michel \(2021\)](#) y [Paredes et al. \(2013\)](#) para República Dominicana. En dichos trabajos, se ha utilizado diversas metodologías, entre las cuales están: filtro de Hodrick-Prescott y Baxter-King, paridad descubierta de tasas de interés, modelos semi-estructural siguiendo el enfoque de [Laubach & Williams \(2003\)](#), de Vectores Auto-regresivos (VAR) y Vectores Auto-regresivos Estructurales (SVAR), Reglas de Taylor y productividad marginal de capital. Los resultados indican que, en promedio, la tasa de interés natural en términos reales se ha ubicado en un rango de entre 1.7 y 3.5 por ciento en dichos países.

TABLA 1: Estimaciones de la TIRN Promedio en Países de la Región CARD

País	Período	Estimación TIRN	Metodologías	Autores
Guatemala	2000-2013	2.0 - 3.7	Hodrick-Prescott, paridad de tasas de interés, regla de Taylor, modelo de equilibrio general.	Magud & Tsounta (2012)
Honduras	2005-2016	0.8 - 2.2	Filtro Hodrick-Prescott y Baxter-King, paridad de tasas de interés, modelo semiestructural.	Álvarez (2021)
Costa Rica	2009-2018	1.5 - 2.9	Filtro Hodrick-Prescott, modelo semiestructural, tendencia estocástica común, regla de Taylor, SVAR.	Segura & Vindas (2012); Muñoz-Salas & Rodríguez-Vargas (2017)
República Dominicana	2000-2018	2.8 - 5.5	Productividad marginal del capital, paridad de tasas de interés, modelo semiestructural, regla de Taylor.	Paredes et al. (2013); Ramírez de León (2019)

Fuente: Elaboración propia.

3. Aspectos Metodológicos

3.1. Metodología de estimación

La literatura económica presenta diversas metodologías para la estimación de la tasa de interés natural, reconociendo la existencia de limitaciones y dificultades propias de trabajar con variables no observables, no solo de la tasa de interés natural, sino de variables que se usan en su cálculo como el producto potencial. Así, el uso de determinada metodología está en función de la información disponible y las condiciones económicas de cada país. En este trabajo se realizan estimaciones para la tasa de interés real natural (TIRN), expresada también en términos nominales (TINN) al añadir las expectativas de inflación doméstica, bajo las metodologías descritas a continuación.

3.1.1. Filtro de Hodrick-Prescott

La metodología propuesta por Hodrick & Prescott (1997) consiste en la descomposición de una serie de tiempo (x_t) en su componente cíclico (c_t) y

tendencial (τ_t), de forma que $x_t = c_t + \tau_t$ para $t = 1, 2, \dots, T$. Así, los autores plantean optimizar la función presentada en la ecuación (1) con la finalidad de identificar los dos componentes mencionados anteriormente para x_t .

$$\min_{\tau_t} \left\{ \sum_{t=1}^T (x_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [\tau_{t+1} - 2\tau_t + \tau_{t-1}]^2 \right\} \quad (1)$$

El parámetro de suavizamiento (λ) se utiliza para reducir la sensibilidad a los cambios en la tasa de crecimiento de la serie de tiempo, siendo esencial para determinar cuán suave será la tendencia estimada, τ_t . Así, al aplicar el filtro de Hodrick-Prescott a la tasa de interés real observada, la TIRN se aproxima mediante el componente tendencial de la serie. No obstante, según [Laubach & Williams \(2003\)](#) es importante considerar que este método puede brindar estimaciones poco consistentes cuando se experimentan cambios sustanciales en la inflación.

Por otro lado, definir el valor de λ es clave para la aplicación de esta metodología y ha sido objeto de crítica dentro de la literatura empírica. [Ravn & Uhlig \(2002\)](#) exponen que para series de tiempo en frecuencia trimestral existe un acuerdo generalizado de utilizar un $\lambda = 1600$, el cual se toma como referencia para estimar la TIRN para Nicaragua.

3.1.2. Paridad descubierta de tasa de interés

Considerando que Nicaragua es una economía pequeña y abierta, y dado el régimen cambiario imperante en el país, resulta plausible asumir que las tasas de interés locales son determinadas en los mercados financieros internacionales. Asimismo, esta metodología es ampliamente utilizada en las estimaciones empíricas de la TIRN en las economías de la región, tales como: [Fuentes & Gredig Uribe \(2008\)](#), [Brum et al. \(2015\)](#), [Muñoz-Salas & Rodríguez-Vargas \(2017\)](#), entre otros.

La condición de la tasa de interés de equilibrio asume el equilibrio tanto del mercado de bienes y servicios como del mercado de divisas. Así, partiendo de la paridad nominal de tasas de interés aumentada por riesgo país y riesgo cambiario, expresada en la ecuación (2), donde i_t es la tasa de interés nominal doméstica, i_t^* es la tasa de interés nominal externa, E_{t+1}^e es el tipo de cambio nominal esperado, E_t es el tipo de cambio nominal, ρ_t es el premio por riesgo país y σ_t se refiere a la prima por riesgo cambiario.

$$(1 + i_t) = (1 + i_t^*) \frac{E_{t+1}^e}{E_t} (1 + \rho_t)(1 + \sigma_t) \quad (2)$$

Utilizando la ecuación de Fisher³, tanto para la economía doméstica y externa, y asumiendo que las expectativas de inflación doméstica corresponden a las expectativas de inflación externa más la tasa de deslizamiento cambiario, se puede expresar en términos de la tasa de interés real doméstica (r_t) y externa (r_t^*), de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} (1 + r_t)(1 + \pi_{t+1}^e) &= (1 + r_t^*)(1 + \pi_{t+1}^{e*}) \frac{E_{t+1}^e}{E_t} (1 + \rho_t)(1 + \sigma_t) \\ (1 + r_t) &= (1 + r_t^*)(1 + \rho_t)(1 + \sigma_t) \end{aligned} \quad (3)$$

Luego, al log-linealizar esta expresión, se puede aproximar la condición de paridad de interés en términos reales como:

$$r_t = r_t^* + \rho_t + \sigma_t \quad (4)$$

Así, con base a la ecuación (4), se obtiene la estimación de la TIRN para Nicaragua, la cual se ajusta por las expectativas de inflación doméstica para aproximar la TINN. Cabe destacar que, una dificultad para obtener estimaciones bajo esta especificación de la ecuación de paridad radica en que la adjudicación de Letras del BCN en moneda extranjera a plazo de más de tres meses solo se dispone a partir de 2020, por lo cual, en los períodos que anteceden se estableció que la prima de riesgo se sitúa entre 2 y 3 puntos porcentuales.

A su vez, se considera que la estimación de la prima por riesgo país puede ser sensible al plazo contemplado, por lo cual, se hace uso de tasas en los horizontes de 3 y 6 meses. Asimismo, se asume la existencia de una prima por riesgo cambiario, a pesar de que en el régimen cambiario de Nicaragua el tipo de cambio oficial es pre-anunciado por el BCN que, en conjunto con la indexación causada en las cláusulas de mantenimiento de valor, otorga una garantía cambiaria a los agentes económicos.

³Hace referencia a la expresión: $(1 + r_t) = \frac{(1+i_t)}{(1+\pi_{t+1}^e)}$, donde r_t se refiere a la tasa de interés real para cualquiera de los países y π_{t+1}^e es la inflación esperada para cualquiera de los dos casos.

3.1.3. Modelo semi-estructural (filtro de Kalman)

El uso de modelos semi-estructurales resueltos con la metodología del filtro de Kalman para la estimación de la tasa natural de interés, procede del trabajo realizado por [Laubach & Williams \(2003\)](#) para el caso de Estados Unidos, efectuando extensiones en [Holston et al. \(2017\)](#), y ha sido aplicado para diversas economías. Dentro de la región, se pueden destacar los trabajos de: [Morán \(2010\)](#), [Brum et al. \(2015\)](#), [Muñoz-Salas & Rodríguez-Vargas \(2017\)](#), entre otros.

El filtro de Kalman en economía se utiliza principalmente para extraer de una serie de observaciones sus componentes no observables, como la tasa de interés natural. El filtro otorga una solución numérica a un sistema de ecuaciones lineales compuesto por dos bloques que interactúan entre sí. El primer bloque lo conforman las ecuaciones de estado (o de señal) en las que se describe el fenómeno estudiado en períodos de tiempo discretos observados. Mientras que el segundo bloque contiene las ecuaciones de transición, las cuales determinan la forma en que cada una de las variables se modifica entre dos momentos consecutivos de tiempo, por lo que deben ser modelados explícitamente.

Una fortaleza importante de este método de estimación es que permite aproximar la TIRN, de forma que se incorporará una estructura básica de la economía nicaragüense en un modelo relativamente parsimonioso. Así, las ecuaciones del modelo se muestran a continuación.

$$\hat{y}_t = \sum_{j=1}^J \alpha_j^y \hat{y}_{t-j} + \sum_{k=1}^K \alpha_k^r (r_{t-k} - r_{t-k}^n) + \sum_{l=1}^L \alpha_l^{y^*} \hat{y}_{t-l}^* + \epsilon_{1,t} \quad (5)$$

$$\pi_t = \sum_{p=1}^P \beta_p^\pi \pi_{t-p} + \sum_{q=1}^Q \beta_q^y \hat{y}_{t-q} + \sum_{s=1}^S \beta_s^{\pi^m} \pi_{t-s}^m + \epsilon_{2,t} \quad (6)$$

donde $\hat{y}_t = 100 \cdot (y_t - y_t^p)$ denota la brecha de producto, y_t es el logaritmo natural del PIB real desestacionalizado, y_t^p es el logaritmo natural del PIB potencial no observable, r_t es la tasa de interés real, r_t^n es la tasa de interés natural no observable, y_t^* es la brecha de producto del principal socio comercial, π_t es la inflación interanual general doméstica, π_t^m es la inflación interanual de las importaciones, mientras que, $\epsilon_{1,t}$ y $\epsilon_{2,t}$ son términos de error serialmente no correlacionados.

La ecuación (5) describe una curva IS⁴, donde la brecha de producto se relaciona con su rezago ($J = 1$), la brecha de tasa de interés ($K = 2$) y la brecha del producto de la economía de Estados Unidos ($L = 2$), esta última debido al grado de apertura de la economía nicaragüense y su sincronía con este socio comercial. Así, el error serialmente no correlacionado y los rezagos de la brecha del producto, controlan los choques transitorios y la dinámica de corto plazo, mientras que, los cambios altamente persistentes entre la brecha del producto y la tasa de interés real, se atribuyen a cambios en la tasa de interés natural.

Asimismo, en la ecuación (6) se incorpora una curva de Phillips⁵, donde la inflación se relaciona con rezagos de sí misma ($P = 4$) y de la brecha de producto ($Q = 1$), además, debido a las características propias de la economía, la inflación se relaciona en buena medida con la inflación importada ($S = 2$). Las ecuaciones (5) y (6) constituyen las ecuaciones de estado en el modelo de espacio-estado. Cabe destacar que, el hecho de que la TIRN solo aparezca explícitamente en la ecuación (5), descansa en el supuesto en que la brecha de tasa de interés solo afecta a la inflación a través de su efecto sobre la brecha del producto.

$$r_t^n = c g_t + z_t \quad (7)$$

$$z_t = \mu z_{t-1} + \epsilon_{3,t} \quad (8)$$

$$y_t^p = y_{t-1}^p + g_{t-1} + \epsilon_{4,t} \quad (9)$$

$$g_t = g_{t-1} + \epsilon_{5,t} \quad (10)$$

En cuanto a las ecuaciones de transición, la ecuación (7) refleja que la tasa de interés real natural se encuentra determinada por la tasa de crecimiento del producto potencial y un término de error (z_t), que contiene otros factores que explican la tasa de interés real natural, el cual es modelado mediante la ecuación (8) a través de un proceso auto-regresivo de primer orden.

Por su parte, la ecuación (9) establece que el producto potencial está explicado por el rezago del mismo en el período anterior y su tasa

⁴La selección de la cantidad de rezagos para la curva IS se realizó con base en Laubach & Williams (2003) y Muñoz-Salas & Rodríguez-Vargas (2017), y considerando el número de observaciones disponibles ($n = 62$).

⁵La selección de los rezagos para la curva de Phillips se realizó con base en Laubach & Williams (2003), Muñoz-Salas & Rodríguez-Vargas (2017) y Morán (2010). Asimismo, se utilizan hasta cuatro rezagos para la inflación a fin de aislar los parámetros de la brecha de producto de potenciales efectos estacionales en la inflación.

de crecimiento (g_t), donde en la ecuación (10) se define que esta depende solamente de su pasado y de un término de error. Por tanto, las ecuaciones (7)-(10) constituyen las ecuaciones de transición en el modelo de espacio-estado.

De acuerdo con Laubach & Williams (2003), las estimaciones de variables no observables pueden estar expuestas al problema de *pile-up*, lo que tiene que ver con el sesgo en las funciones de distribución de probabilidad de las variables no observables al tratar de inferirse a partir de series observadas con varianzas mayores, de forma que la varianza de las variables potenciales puede sesgarse hacia cero. Por tanto, se estiman dos escenarios adicionales de acuerdo al grado de variabilidad para el producto potencial. Así, partiendo del escenario base resultante del modelo especificado, se estima un escenario en el cual se permite una alta variabilidad de la brecha del producto y otro en que la variabilidad de esta es relativamente baja.

Para la estimación mediante el filtro de Kalman se requirió de valores iniciales para los parámetros del modelo y para las variables de estado, los que se obtuvieron mediante la estimación de las ecuaciones de estado por mínimos cuadrados ordinarios. En tanto, los valores iniciales para las variables no observables, como el producto potencial y la tasa real natural, se aproximaron mediante el filtro de Hodrick-Prescott sobre las series observadas.

3.2. Datos

Para todas las estimaciones realizadas, a fin de abordar la pregunta de investigación de este estudio, se utilizan datos con periodicidad trimestral, considerando información desde el primer trimestre de 2008 hasta el segundo trimestre de 2023. La Tabla 2 presenta las estadísticas descriptivas de las principales variables utilizadas en las distintas metodologías de estimación.

Es importante destacar la serie de la tasa de interés doméstica considerada para la realización de este trabajo. Normalmente, las investigaciones enfocadas en estimar la TIRN toman como referencia la tasa de política monetaria establecida por los bancos centrales. No obstante, fue hasta 2019 cuando el BCN instauró la Tasa de Referencia Monetaria (TRM), como parte del proceso de fortalecimiento del esquema de política monetaria, cuyo instrumento es utilizado para señalar el costo de financiamiento de corto plazo y facilitar la comunicación de los cambios de política.

TABLA 2: Estadísticas Descriptivas de las Variables

Variable	Unid. Medida	Promedio	Desv. est.	Mínimo	Máximo
Domésticas:					
Tasa de interés nominal	porcentaje	8.1	2.0	4.6	12.8
Expectativa de inflación	porcentaje	6.2	0.9	3.9	7.9
Tasa de interés real	porcentaje	1.8	1.8	-1.0	7.7
PIB real	var. inter.	3.2	4.6	-8.8	16.3
Inflación general	var. inter.	6.7	4.3	0.0	23.4
Inflación importaciones	var. inter.	1.3	11.2	-19.3	26.3
Externas:					
Tasa de interés real	porcentaje	-0.6	1.4	-3.5	3.5
PIB real	var. inter.	1.8	2.5	-7.5	12.0

Nota:—Porcentajes. Var. inter.: tasa de variación interanual. Véase la definición de las variables utilizadas en la Tabla A1.

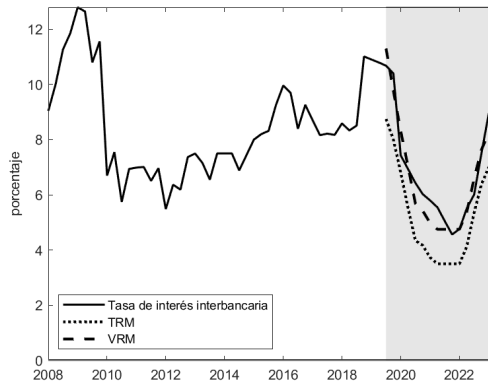
Fuente: Elaboración propia, con datos del BCN, INIDE y St. Louis FRED.

Si bien, antes de la instauración de la TRM, el BCN ya contaba con una política de tasas de interés para sus instrumentos, esta no necesariamente reflejaba el costo de la liquidez de corto plazo debido a que fue hasta 2018 que se implementó el esquema de operaciones monetarias diarias, con mecanismos de absorción e inyección de liquidez. En la actualidad, las tasas de interés de los instrumentos del BCN están referidas a la TRM, entre estas la tasa de la ventanilla de reportos monetarios a un día (VRM), que representa el costo que deben asumir los bancos comerciales cuando requieren liquidez por un día del BCN.

Dado lo anterior, en Nicaragua no se cuenta con una tasa de política monetaria por parte del BCN que permita proveer una serie de tiempo lo suficientemente extensa con la cual realizar la estimación de la TIRN. Por tanto, una variable que se asocia al costo de la liquidez de corto plazo es la tasa de interés interbancaria, la cual se utiliza en las estimaciones como variable *proxy* de la tasa de interés nominal. Además, es importante mencionar que en ciertos períodos no hay suficientes operaciones al plazo de un día, por lo que se consideran las operaciones en plazos menores o iguales a 30 días, que reflejan en buena medida el costo de la liquidez del sistema financiero en el corto plazo.

En la Figura 1 se observa que la tasa de interés interbancaria describe una dinámica similar a la TRM, y en cuanto al nivel de la tasa de interés, es similar a la tasa de VRM, con lo cual podría ser una referencia adecuada para la tasa de intervención del BCN.

FIGURA 1: Tasa de Interés Interbancaria



Nota:—Tasa de operaciones a 30 días o menos. El área gris corresponde al período posterior a la instauración de la TRM.
Fuente: Elaboración propia con base en datos del BCN.

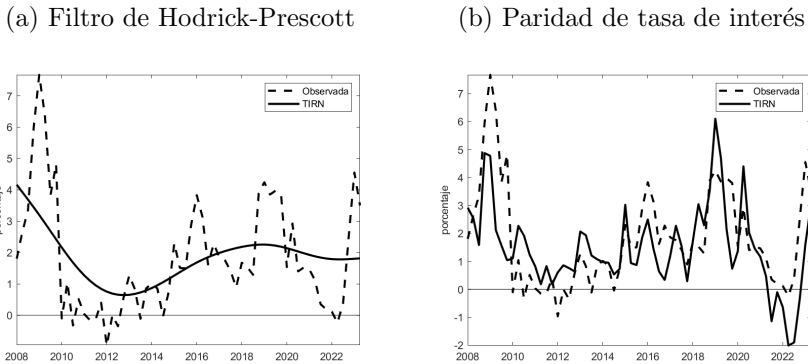
La tasa de interés real de la economía nicaragüense se obtiene utilizando la ecuación de Fisher log-linealizada, definiéndose como la tasa de interés interbancaria menos las expectativas de inflación doméstica. La Tabla A1 brinda detalles sobre la definición de las variables utilizadas, tomando en cuenta su disponibilidad y racionalidad económica, así como de sus fuentes de información.

4. Resultados

Al considerar la tendencia de la tasa de interés real doméstica estimada a través del filtro de Hodrick-Prescott, se tiene que, entre el primer trimestre de 2008 y el segundo trimestre de 2023, la TIRN se sitúa en un promedio de 1.8 por ciento. Luego, al expresarse en términos nominales, ajustando por la tasa de inflación esperada de acuerdo con la ecuación de Fisher, se obtiene que la TINN se ubica en un promedio de 8.1 por ciento para el mismo período. Por otro lado, de acuerdo con el enfoque de paridad descubierta de tasas de interés, la TIRN para Nicaragua se sitúa en un promedio de 1.5 por ciento entre el primer trimestre de 2008 y segundo trimestre de 2023. Asimismo, se obtiene que la TINN se ubica en un promedio de 7.7 por ciento para el mismo período. Cabe destacar que no se encontraron diferencias importantes al utilizar una medición de la prima de riesgo en los distintos plazos, por tanto, se presentan los resultados considerando la diferencia en

las tasas de interés de Letras a 6 meses, domésticas y externas.

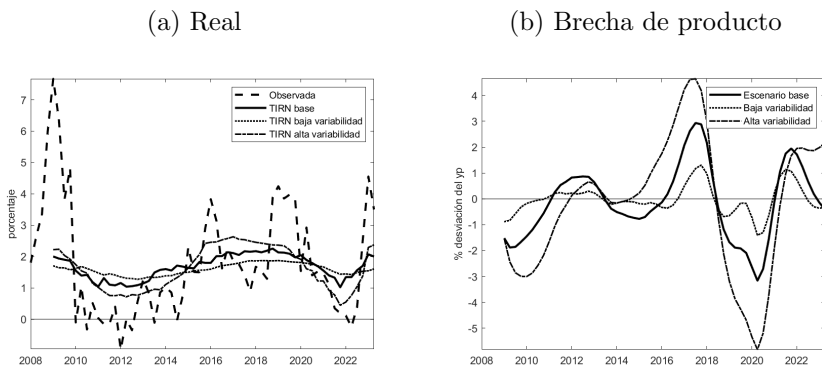
FIGURA 2: Estimación de la TIRN



Nota:--Para el filtro de Hodrick-Prescott se usa un $\lambda = 1600$.
Fuente: Elaboración propia.

En cuanto a la estimación del modelo semi-estructural mediante el filtro de Kalman, el escenario base apunta que la TIRN se sitúa en un promedio de 1.7 por ciento, entre el primer trimestre de 2009 y el segundo trimestre de 2023. Luego, al ajustar por la tasa de inflación esperada, la TINN se ubica en un promedio de 7.8 por ciento para el mismo período.

FIGURA 3: Estimaciones Mediante Filtro de Kalman



Nota:--Las estimaciones inician desde el primer trimestre de 2009, debido a los rezagos incluidos en la especificación del modelo semi-estructural.
Fuente: Elaboración propia.

En la Tabla 3 se presentan las estimaciones promedio de la TIRN y TINN. Los resultados encontrados, en promedio, no difieren mucho entre las distintas metodologías de estimación, con valores promedio entre 1.5 y 1.8 por ciento para la TIRN entre el primer trimestre de 2008 y segundo trimestre de 2023. Asimismo, la TINN se sitúa entre un promedio de 7.7 y 8.1 por ciento. En general, los resultados muestran una tendencia a la baja en los últimos años y los niveles son similares a los valores obtenidos en estudios de economías de la región CARD.

TABLA 3: Estimaciones Promedio de la Tasa Natural por Período

Método	2008T1 2011T4	2012T1 2018T1	2018T2 2020T4	2021T1 2023T2	Total
Real:					
Hodrick-Prescott	2.4	1.3	2.2	1.8	1.8
Paridad de tasas	1.9	1.2	2.9	0.0	1.5
Filtro de Kalman	1.5	1.7	2.0	1.5	1.7
Nominal:					
Hodrick-Prescott	9.0	7.9	8.3	6.5	8.1
Paridad de tasas	8.5	7.8	9.0	4.7	7.7
Filtro de Kalman	8.0	8.3	8.2	6.3	7.8

Nota:—Para las estimaciones mediante el filtro de Kalman, el promedio de la primera columna inicia desde el primer trimestre de 2009.

Fuente: Elaboración propia.

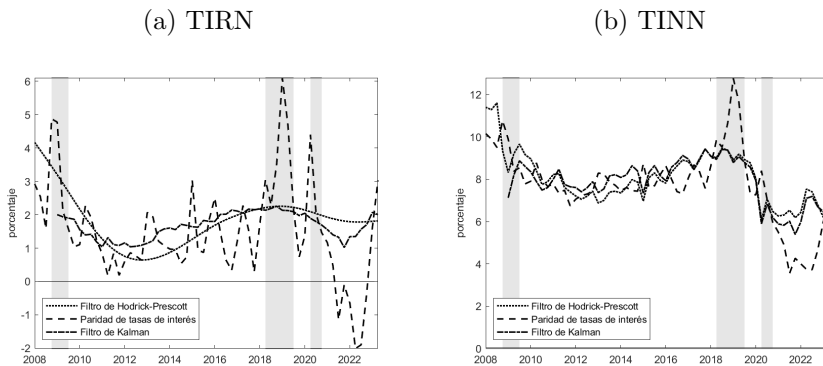
Al analizar los resultados por método, se observa que los valores obtenidos mediante el filtro de Hodrick-Prescott son los más altos entre los años 2008 y 2011. No obstante, esto se puede explicar por una limitación intrínseca a esta metodología, [Laubach & Williams \(2003\)](#) argumentan que esta tiende a sobre-estimar el valor de la tasa natural en períodos de baja inflación, cuya condición se observó en ese período, en el cual la economía sufrió un episodio de baja inflación en 2009.

Con relación a los resultados del enfoque de paridad de tasas de interés, estos reflejaron una tendencia a la disminución que se profundizó en 2020, para luego incrementar a partir del tercer trimestre de 2022, cuya dinámica puede estar asociada a los movimientos en las tasas de política monetaria a nivel internacional. Esta metodología refleja estimaciones con mayor volatilidad debido a las variaciones observadas en las tasas de interés reales externas. Además, dicha volatilidad es una característica del enfoque de paridad de tasas de interés, encontrado también en otros estudios como el de [Muñoz-Salas & Rodríguez-Vargas \(2017\)](#), y [Álvarez \(2021\)](#).

En cuanto a las estimaciones del modelo semi-estructural mediante el filtro de Kalman, para el último período se obtuvieron valores entre las estimaciones anteriores, destacando que es un enfoque más completo, ya que explota la relación teórica entre variables económicas para tener una mejor aproximación de la TIRN.

En general, las estimaciones muestran una relativa tendencia al alza en la TIRN entre 2012 y 2017, lo que puede estar asociado al buen ritmo de crecimiento económico registrado en dicho período que, junto con una inflación estable, pudo haber propiciado que la TINN permaneciera con una variabilidad relativamente baja (en torno al 8%). Luego, a partir de la segunda mitad de 2018 se comenzó a observar una reversión en la tendencia, lo que pudo relacionarse a la crisis sociopolítica, donde la disminución de la actividad económica, por debajo del producto potencial, pudo dar lugar a una reducción de la tasa natural.

FIGURA 4: Estimaciones de la Tasa de Interés Natural



Nota:—Las áreas grises comprenden los períodos en que la economía nicaragüense mostró tasas de variación interanual negativas del PIB trimestral. Para el filtro de Hodrick-Prescott se usa un $\lambda = 1600$.

Fuente: Elaboración propia.

Esta reducción se amplificó en 2020 debido al inicio de la pandemia del COVID-19 que afectó la oferta y la demanda global, de modo que los bancos centrales del mundo redujeron sus tasas de interés. Así, ante la reducción en la actividad, la economía puede permitirse tasas de interés más bajas sin crear presiones inflacionarias, por lo que, de acuerdo a las estimaciones, la TIRN y TINN continuaron reduciéndose. Esto es consistente con [Holston et al. \(2017\)](#), quienes encuentran una reducción en la tasa de interés natural para las economías avanzadas a partir de la pandemia. Adicionalmente, las

reducciones realizadas por el BCN a la tasa de deslizamiento cambiario en 2019 y 2020, indujeron una mayor disminución en la TINN debido a una menor expectativa inflacionaria.

A partir del primer trimestre de 2022, las estimaciones de la TINN se incrementan, esto se podría explicar por el alza en la inflación y sus expectativas debido a la reactivación de la demanda global luego de la pandemia, y a los problemas en las cadenas de suministros que han implicado aumentos en los precios internacionales. Este aumento estimado para la TINN pudo haber otorgado margen al BCN para realizar aumentos en su TRM sin alcanzar una posición contractiva de la política monetaria. Sin embargo, caracterizar la postura de la política monetaria del BCN no forma parte de los objetivos de este documento.

5. Conclusiones

La tasa de interés natural tiene relevancia en el establecimiento de la política monetaria de cualquier Banco Central, por lo que su estimación es una prioridad en la actualidad. En este trabajo se realiza una primera aproximación de la tasa de interés natural para la economía nicaragüense, entre el primer trimestre de 2008 y el segundo trimestre de 2023. La estimación hace uso de la evidencia empírica que señala que los métodos de filtros, la paridad de la tasa de interés y los modelos semi-estructurales, son herramientas útiles para estimar la tasa de interés natural. Las aproximaciones de la TIRN para la economía nicaragüense, a través del filtro de Hodrick-Prescott y el modelo semi-estructural, muestran resultados similares. No obstante, el método de paridad de tasas de interés generó estimaciones con alta volatilidad debido a que es muy sensible a la variable de riesgo país. Este resultado es consistente con lo encontrado en otros estudios realizados en la región CARD.

Las estimaciones reflejan valores promedio entre 1.5 y 1.8 por ciento para la TIRN entre el primer trimestre de 2008 y segundo trimestre de 2023. Luego, al añadir las expectativas de inflación doméstica, la TINN se sitúa entre un promedio de 7.7 y 8.1 por ciento. Las estimaciones de la TIRN varían con el tiempo, siendo consistente con la coyuntura de la economía de Nicaragua, presentando una tendencia a la baja a partir de mediados de 2018. Así mismo, los resultados no difieren significativamente, encontrándose dentro del rango de los valores estimados en otros estudios realizados para los países de la región CARD.

Dado que la tasa natural es una variable no observable, existe incertidumbre con respecto a su estimación, por lo que ampliar el espectro de modelos podría ser importante a fin de validar las estimaciones. Adicionalmente, hay que considerar que este estudio es una primera aproximación, en la cual se encontró con limitaciones en la información disponible, se recomienda en el futuro actualizar las estimaciones en la medida que se disponga de una serie de datos más larga de variables como la tasa de referencia monetaria, tasas de interés de los instrumentos del BCN y del MHCP, así como, las estimaciones de brecha de producto, entre otros.

Referencias

- Álvarez, F. F. (2021), ‘Long Term Neutral Real Interest Rate for Honduras’, *Joint Research Program Central Bank Researchers Network, CEMLA* .
- Amato, J. D. (2005), ‘The role of the natural rate of interest in monetary policy’, *CESifo Economic Studies* **51**(4), 729–755.
- Barsky, R., Justiniano, A. & Melosi, L. (2014), ‘The natural rate of interest and its usefulness for monetary policy’, *American Economic Review* **104**(5), 37–43.
- Behera, H. K., Pattanaik, S. & Kavediya, R. (2017), ‘Natural interest rate: Assessing the stance of India’s monetary policy under uncertainty’, *Journal of Policy Modeling* **39**(3), 482–498.
- Beyer, R. C. & Wieland, V. (2019), ‘Instability, imprecision and inconsistent use of equilibrium real interest rate estimates’, *Journal of International Money and Finance* **94**, 1–14.
- Bonam, D., van Els, P., van den End, J. W., de Haan, L., Hindrayanto, I. et al. (2018), The natural rate of interest from a monetary and financial perspective, Technical report, Netherlands Central Bank, Research Department.
- Brand, C., Bielecki, M. & Penalver, A. (2018), ‘The natural rate of interest: estimates, drivers, and challenges to monetary policy’, *ECB Occasional Paper* (217).
- Brum, C., Carballo, P. & España, V. (2015), ‘Aproximaciones empíricas a la tasa natural de interés para la economía uruguaya.’, *Cuaderno de Economía* (1), 107–126.

- Carrillo, J. A., Elizondo, R., Rodriguez-Perez, C. A. & Roldan-Pena, J. (2018), What determines the neutral rate of interest in an emerging economy?, Technical report, Working Papers.
- Carvalho, A. (2023), 'The euro area natural interest rate—estimation and importance for monetary policy', *Economic Bulletin and Financial Stability Report Articles and Banco de Portugal Economic Studies* .
- Del Negro, M., Giannone, D., Giannoni, M. P. & Tambalotti, A. (2017), 'Safety, liquidity, and the natural rate of interest', *Brookings Papers on Economic Activity* **2017**(1), 235–316.
- Florián, D. & Carrasco Martínez, A. (2019), 'La tasa de interés natural en una pequeña economía abierta y sus determinantes: Aspectos conceptuales', *Revista Moneda* (178), 10–14.
- Fries, S., Mésonnier, J.-S., Mouabbi, S. & Renne, J.-P. (2018), 'National natural rates of interest and the single monetary policy in the euro area', *Journal of Applied Econometrics* **33**(6), 763–779.
- Fuentes, J. R. & Gredig Uribe, F. (2008), 'La tasa de interés neutral: estimaciones para Chile', *Economía Chilena, vol. 11, no. 2* .
- Fujiwara, S., Iwasaki, Y., Muto, I., Nishizaki, K. & Sudo, N. (2016), Developments in the Natural Rate of Interest in Japan, Technical report, Bank of Japan.
- Galesi, A., Nuño Barrau, G. & Thomas Borao, C. (2017), 'El tipo de interés natural: concepto, determinantes e implicaciones para la política monetaria', *Boletín Económico/Banco de España, n. 1, 2017* .
- Gómez-Pineda, J. G. (2019), 'The natural interest rate in Latin America', *Borradores de Economía; No. 1067* .
- Hamilton, J. D. (2018), 'Why you should never use the Hodrick-Prescott filter', *Review of Economics and Statistics* **100**(5), 831–843.
- Hodrick, R. J. & Prescott, E. C. (1997), 'Postwar US business cycles: an empirical investigation', *Journal of Money, Credit, and Banking* pp. 1–16.
- Holston, K., Laubach, T. & Williams, J. C. (2017), 'Measuring the natural rate of interest: International trends and determinants', *Journal of International Economics* **108**, S59–S75.

- Hristov, A. (2016), Measuring the natural rate of interest in the eurozone: a DSGE perspective, in 'CESifo Forum', Vol. 17, München: ifo Institut-Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München, pp. 86–91.
- Laubach, T. & Williams, J. C. (2003), 'Measuring the natural rate of interest', *Review of Economics and Statistics* **85**(4), 1063–1070.
- Magud, M. N. E. & Tsounta, M. E. (2012), *To cut or not to cut? That is the (central bank's) question in search of the neutral interest rate in Latin America*, International Monetary Fund.
- Michel, J. M. (2021), 'Neutral Rate of Interest: The Case of the Dominican Republic', *Joint Research Program Central Bank Researchers Network* .
- Morán, H. E. (2010), 'Una Tasa de Interés Natural Variable en el Tiempo para la Economía Guatemalteca', *Documento de Trabajo del Banco de Guatemala* .
- Muñoz, E. & Tenorio, E. (2007), 'Estimación de la tasa de interés real neutral para la economía costarricense', *Documento de Trabajo del Banco Central de Costa Rica* .
- Muñoz-Salas, E. & Rodríguez-Vargas, A. (2017), 'Estimación de la tasa de interés real neutral para Costa Rica', *Revista de Ciencias Económicas* **35**(2), 10–25.
- Orphanides, A. & Williams, J. C. (2002), 'Robust monetary policy rules with unknown natural rates', *Brookings Papers on Economic Activity* **2002**(2), 63–145.
- Paredes, E., Santana, L., Sánchez, A. & Torres, F. (2013), 'Estimación de la tasa de interés real neutral en la República Dominicana', *Documento de Trabajo* .
- Ramírez de León, F. (2019), 'Estimación del PIB potencial y la tasa de interés natural para la República Dominicana', *Documento de Trabajo* .
- Ravn, M. O. & Uhlig, H. (2002), 'On adjusting the Hodrick-Prescott filter for the frequency of observations', *Review of Economics and Statistics* **84**(2), 371–376.
- Rungcharoenkitkul, P. & Winkler, F. (2022), 'The natural rate of interest through a hall of mirrors'.

- Segura, C. & Vindas, A. (2012), 'Estimación de la tasa de interés real neutral y la tasa natural de desempleo para la economía costarricense', *Foro de Investigadores de Bancos Centrales del Consejo Monetario Centroamericano* .
- Summers, L. H. (2016), '2014: Us Economic Prospects: Secular Stagnation, Hysteresis, and the Zero Lower Bound', *The Best of Business Economics: Highlights from the First Fifty Years* pp. 421–435.
- Ulrich Ruch, F. (2021), 'Neutral real interest rates in inflation targeting emerging and developing economies'.
- Us, V. (2018), 'Measuring the natural interest rate for the Turkish economy', *52nd issue (January 2018). International Journal of Central Banking* .
- Wicksell, K. (1936), *Interest and prices*, Ludwig von Mises Institute.
- Woodford, M. & Walsh, C. E. (2005), 'Interest and prices: Foundations of a theory of monetary policy', *Macroeconomic Dynamics* **9**(3), 462–468.
- Zhu, F. (2016), 'Understanding the changing equilibrium real interest rates in Asia-Pacific'.

A. Anexos

TABLA A1: Definición de Variables y Fuentes

Variable	Datos	Fuente
Domésticas:		
i_t	Tasa de interés promedio ponderada de operaciones interbancarias con plazos menores a 30 días, sin mantenimiento de valor.	BCN
π_t^e	Expectativas de inflación de Estados Unidos a 12 meses, más la tasa de deslizamiento cambiario.	Fed y BCN
r_t	Tasa de interés nominal doméstica, menos expectativas de inflación de Nicaragua a 12 meses.	BCN
y_t	Logaritmo natural del PIB Trimestral desestacionalizado.	BCN
π_t	Variación interanual del Índice de Precios al Consumidor (IPC).	INIDE
π_t^m	Variación interanual del índice de precios de importación.	BCN
ρ_t	Diferencia entre tasas de interés de Letras del BCN en moneda extranjera y Letras del Tesoro de Estados Unidos.	Bloomberg y BCN
σ_t	Diferencia porcentual entre el tipo de cambio oficial y el tipo de cambio de mercado en $t + 4$.	BCN
Externas:		
\hat{y}_t^*	Brecha de producto de Estados Unidos estimada mediante el filtro de Hodrick-Prescott.	Estimación propia
r_t^*	Tasa de interés real de Estados Unidos a 12 meses.	Fed

Fuente: Elaboración propia.

Remesas en Nicaragua y su influencia en el mercado laboral

Néstor Torres Betanco & Mario Aráuz Torres*

Resumen

En años recientes, la cantidad de individuos que viven fuera de sus países de origen ha incrementado significativamente. Como resultado, el flujo de remesas que reciben esos países también ha crecido, incidiendo en su dinámica económica y laboral. El presente estudio pretende indagar de qué manera las remesas inciden en el mercado laboral de Nicaragua, particularmente en la ocupación y las horas trabajadas. Para ello, se utilizan micro-datos de las últimas cuatro Encuestas de Medición del Nivel de Vida (EMNV) y modelos probabilísticos. Los resultados indican que los individuos que reciben remesas tienen un nivel de ocupación entre 5 y 7 puntos porcentuales inferior en comparación con quienes no reciben, siendo una influencia transversal por deciles de ingresos. Adicionalmente, los receptores de remesas trabajan en promedio entre 0.7 y 1.3 horas menos por semana. No obstante, en las últimas tres EMNV no se encuentra evidencia de reducción de las jornadas laborales, como resultado de la recepción de remesas.

Palabras clave: Remesas, Empleo, Micro-datos, *Matching*, Modelos probabilísticos

Códigos JEL: C31, E24, F24

*Los autores pertenecen a la Gerencia de Investigaciones Económicas del Banco Central de Nicaragua. Los autores agradecen los comentarios de Oknan Bello. Para comentarios comunicarse a los correos: ntorres@bcn.gob.ni y marauz@bcn.gob.ni. El contenido de este documento es de exclusiva responsabilidad de su(s) autor(es), y no necesariamente representa la posición oficial del Banco Central de Nicaragua.

1. Introducción

El fenómeno migratorio actual, independientemente de sus causas, impone uno de los desafíos más importantes de nuestros tiempos, pues la cantidad de individuos que dejan sus países de origen en búsqueda de mejores oportunidades ha incrementado de manera importante (cf. [Azizi 2018](#), [OIT 2016](#)). Como resultado, las remesas que reciben los países emisores de emigrantes también han crecido significativamente, incidiendo en su dinámica económica y laboral. Estudios recientes destacan la creciente prominencia de estos flujos en las economías domésticas y la interacción de una serie de actores que participan en el proceso de remesas (e.g., [Habib 2022](#), [CMES 2021a](#), [Murakami et al. 2021](#), [Orozco 2002](#), [Funkhouser 1995](#)). Así, en muchos países subdesarrollados, las remesas son una fuente de financiación importante que, por lo general, representa entre 5 y 40 por ciento del Producto Interno Bruto (PIB). Así, estos mismos países dependen en gran medida de las remesas para aliviar la pobreza y contribuir al desarrollo (cf. [Hagen-Zanker & Siegel 2007](#), p.4).

América Latina en general, y Centro América en particular, tampoco se escapan de esta realidad. Estimaciones del Banco Interamericano de Desarrollo (BID) muestran que el envío de remesas hacia América Latina y el Caribe en 2021 cerró con una tasa de crecimiento anual de 26.1 por ciento, siendo poco más del triple de la tasa de crecimiento observada en 2020 (8%).

Este fenómeno también juega un papel relevante en la dinámica socio-económica de Nicaragua. De acuerdo con datos del Banco Mundial y del Banco Central de Nicaragua (BCN), los flujos de remesas superaron otros flujos externos de divisas como la Inversión Extranjera Directa (IED) desde el 2000. En 2022, las remesas alcanzaron una representatividad de 20.6 por ciento del PIB nicaragüense, por encima del 11.8 por ciento de representatividad de la IED.

Las remesas en Nicaragua han crecido a un ritmo promedio de 12 por ciento anual desde el año 2000, generando efectos a nivel macroeconómico ([Bello 2013](#)), pero también en temas de desarrollo como la pobreza ([Torres 2022](#)) o el mercado de trabajo ([Andersen et al. 2005](#)). Si bien, la evidencia internacional sugiere una incidencia negativa de las remesas en la oferta laboral¹ de los países emisores de migrantes, en Nicaragua no existen

¹La oferta laboral se refiere al total de horas que los trabajadores estarían dispuestos a trabajar a una tasa de remuneración real determinada, según la OIT.

estudios suficientes que ratifiquen estos hallazgos.

El presente estudio intenta conseguir evidencia empírica que ayude a entender y explicar de qué manera las remesas internacionales afectan el mercado laboral en Nicaragua, particularmente analizando la ocupación y las horas trabajadas. Para ello, se revisa la literatura que aborda la dinámica entre remesas y mercado laboral, y se utilizan micro-datos de las últimas cuatro Encuestas de Medición del Nivel de Vida (EMNV)² de 2001, 2005, 2009 y 2014, provenientes del Instituto Nacional de Información de Desarrollo (INIDE).

Los resultados encontrados, al aplicar modelos probabilísticos, estrategias de identificación de *matching* y regresión por cuantiles, indican que los individuos que reciben remesas poseen un nivel de ocupación que es entre 5 y 7 puntos porcentuales inferior en comparación con quienes no reciben, siendo una influencia transversal por deciles de ingresos. Debido a que la ocupación general es cercana a 56 por ciento (en el periodo de estudio), los individuos que reciben remesas presentan un grado de ocupación que es entre 9 y 12 por ciento inferior al reflejado en individuos no receptores. Los receptores de remesas trabajan en promedio entre 0.7 y 1.3 horas menos por semana que aquellos que no reciben, pero esa diferencia no es estadísticamente significativa en las últimas tres EMNV.

El resto del documento se estructura de la siguiente manera: luego de esta introducción, la sección 2 aborda la revisión de literatura, y la sección 3 presenta los aspectos metodológicos y los datos utilizados. En la sección 4 se discuten los principales resultados, y en la sección 5 se ofrecen las consideraciones finales del estudio.

2. Revisión de Literatura

La literatura sobre remesas y sus efectos en los países emisores de emigrantes es amplia y muchas veces imprecisa, lo que ha llevado a una falta de consenso en el tema (Habib 2022, Drinkwater et al. 2003). Si bien las remesas poseen influencia en múltiples dimensiones a nivel económico, la revisión de literatura se centra en su influencia en el crecimiento económico y desarrollo financiero, y particularmente, en sus efectos sobre el mercado laboral.

²Si bien la EMNV se ha diseñado para medir pobreza, por temas de disponibilidad de micro-datos de la Encuesta Continua de Hogares (ECH), se usa la EMNV y los datos de ocupación que esta brinda.

2.1. Remesas, crecimiento económico y desarrollo financiero

Existen diversos estudios que abordan el efecto de las remesas en el crecimiento económico de los países receptores (e.g., [Anwar et al. 2021](#), [Acosta 2011](#), [OIT 2016](#), [Orozco 2002](#)). A pesar de la importancia de este flujo de ingresos a lo interno de las economías, todavía no existe un acuerdo con respecto a su efecto en el crecimiento, tanto en signo, como en tamaño del coeficiente estimado (cf. [Cazachevici et al. 2020](#)).

A pesar de la complejidad del fenómeno, se ha manifestado que la migración laboral presenta retos y oportunidades, y que si es bien manejada, permite mantener y con frecuencia aumentar el crecimiento económico de los países receptores, así como reducir la pobreza de su población (cf. [OIT 2016](#), p. 16). De hecho, las remesas que normalmente surgen por los procesos migratorios, podrían contribuir al crecimiento económico si estos recursos se canalizan hacia inversiones productivas, o a la acumulación de capital humano (véase [Acosta 2011](#), p. 914).

En América Latina, las remesas internacionales se han convertido en una importante fuente de ingresos con tendencia creciente en el tiempo. Por ejemplo, en Centro América, las remesas superan en torno a 2.6 veces a la IED en los países (cf. [BCIE 2021](#), p. 3). Por su parte, en Nicaragua las remesas han crecido a un ritmo de 12 por ciento desde inicios de la década del 2000, y actualmente tienen una representatividad como proporción del PIB superior al 20 por ciento ([BCN 2023](#)). En línea con lo anterior, [Anwar et al. \(2021\)](#) indican que las remesas son más estables que otras fuentes de divisas, y tienen una importante representatividad del producto en muchos países, incidiendo eventualmente en su tasa de crecimiento económico.

A pesar del reciente aumento de investigación empírica sobre la relación entre remesas y desarrollo financiero, los resultados están lejos de ser concluyentes (cf. [Anwar & Afesorgbor 2021](#), p. 3). Por un lado, están quienes apoyan la idea de una relación positiva entre las remesas y el desarrollo financiero, reconociendo que los receptores de remesas van a tener una mayor necesidad de un resguardo seguro para sus fondos, particularmente, en forma de depósitos bancarios ([Aggarwal et al. 2011](#)). Así, se asume que esto proveerá de mayores fondos prestables a los bancos y promoverán el crédito (cf. [Doucouliagos et al. 2022](#)). De la misma forma, habría un efecto positivo a través de una mayor inclusión financiera, para aquellos receptores que no formaban parte del sistema financiero, pero se integraron a este mediante el uso de canales formales de remesas (cf.

Mundaca 2009). Por otro lado, quienes argumentan una relación inversa, sostienen que las remesas pueden funcionar como sustitutos del crédito bancario y deteriorar la cartera de créditos doméstica (cf. Giuliano & Ruiz-Arranz 2009). Otra manera en que habría un efecto en tal sentido, es el caso en que las remesas fueran destinadas en gran parte al consumo (cf. Fromentin 2017).

Utilizando un *Bayesian Model Averaging (BMA)*, Stanley & Doucouliagos (2012) verificando tres hipótesis: 1) que el efecto que tienen las remesas en el desarrollo financiero, en general, es positivo y modesto. 2) que el efecto que las remesas tienen en el corto plazo es débil, pero que en el largo plazo resultó ser pequeño y significativo, y 3) que los efectos de las remesas afectan a las distintas regiones en forma similar. Estos aportes permiten sintetizar de forma fiable y razonable, la heterogeneidad existente entre los estudios que han tratado de evaluar la relación entre remesas y desarrollo financiero. Sin embargo, sus resultados deben tomarse con cautela, debido a las diferencias en los aspectos metodológicos de los estudios considerados (Ibid).

2.2. Remesas y mercado laboral

Si bien, se ha reconocido durante mucho tiempo que la migración internacional y las remesas tienen efectos importantes en los hogares y en el mercado laboral de los países de origen, las mejoras recientes en la recopilación de datos han aumentado considerablemente la capacidad de estudiar estos efectos (cf. Funkhouser 2006, p. 5). Así, la literatura empírica a menudo sugiere que las familias que reciben remesas reducen de manera importante su disposición a trabajar (véase Acosta 2011, Schumann 2013, Ndiaye et al. 2016, Oeking et al. 2018, Murakami et al. 2021). Por otra parte, cuando los ingresos por remesas se invierten en los países de origen, donde normalmente existen restricciones financieras, las remesas, junto con la IED, podrían incrementar la tasa de realización de proyectos productivos y con ello fomentar la creación de empleo (cf. Drinkwater et al. 2003, p. 1).

Mediante estimaciones de un modelo de emparejamiento dinámico con restricciones de crédito y capital, Drinkwater et al. (2003, p. 27) encuentran que las remesas pueden tener dos efectos opuestos en el mercado laboral. Por un lado, el desempleo podría aumentar cuando los ingresos son percibidos por los hogares receptores como ayudas sociales. Por otra parte, las remesas podrían mejorar las restricciones de crédito y animar a las empresas a incrementar sus niveles de inversión, mejorando así las oportunidades de

empleo, lo que también es sustentado por [Hanson \(2007, p. 3\)](#). Los autores concluyen que el efecto neto en el desempleo dependerá de cuál de estos domine, por tanto, los resultados del estudio deben tomarse con cautela al momento de extrapolar información y derivar conclusiones más generales (*Ibid*).

Al estudiar la relación entre remesas y nivel de desempleo en Túnez, [Habib \(2022\)](#), encuentra evidencia que sugiere que, si bien, los ingresos por remesas tienen solo un pequeño efecto en los incentivos de los individuos de participar en el mercado laboral, existe un marcado efecto indirecto en la tasa de desempleo. Concretamente, los hogares que reciben remesas tienen entre 2.9 y 4 por ciento menos de probabilidad de participar en dicho mercado, entre otros factores, porque las remesas aumentan el salario de reserva³ de los individuos que las reciben (e.g., [Sousa & García-Suaza 2018](#), [Azizi 2018](#), [Kim 2007](#), [Yang & Choi 2007](#), [Clarke & Wallsten 2003](#), [Killingsworth 1983](#)).

De manera similar, [Jadotte & Ramos \(2016, pp. 18-19\)](#), en su estudio sobre el efecto de las remesas en la oferta laboral en Haití, también encuentran una reducción de la oferta laboral en presencia de remesas. Específicamente, en el caso de los hombres se reducen en 7 por ciento las horas trabajadas por mes, mientras que en el caso de las mujeres la reducción es de 5 por ciento. Por su parte, [Murakami et al. \(2021, p. 21\)](#) encuentran para el caso de Tayikistán, que los individuos que reciben remesas puede reducir la oferta laboral en hasta 11 puntos porcentuales. Estos resultados son consistentes con otras investigaciones realizadas en dicho país, como la de [Justino & Shemyakina \(2012\)](#), que señala un efecto negativo de la migración y las remesas en la tasa de participación laboral de alrededor del 8 por ciento, siendo similar a los hallazgos de [Murakami et al. \(2021, p. 21\)](#) para individuos que son familiares de receptores de remesas.

Enfocando la atención en Latinoamérica, se encuentra que la relación entre remesas y participación laboral en países como México⁴, ha sido examinada bajo diferentes métricas, lo que ha generado una diversidad de hallazgos. Por ejemplo, se ha argumentado que el flujo migratorio de mexicanos hacia

³Salario mínimo al que los individuos estarían dispuestos a participar en el mercado laboral.

⁴Este país destaca en la región como emisor de emigrantes y como receptor de remesas, entre otras razones, por la cantidad de población que posee y por su proximidad a Estados Unidos.

Estados Unidos, ocasionó una presión al alza en los salarios en el orden del 8 y 9 por ciento durante el período 1970-2000 (e.g., [Mishra 2007](#), [Hanson 2005](#), [2007](#)). Del mismo modo, se afirma que los flujos de ingresos en concepto de remesas han fomentado la acumulación de capital en este país, contribuyendo así a la inversión en pequeños negocios (cf. [Woodruff & Zenteno 2007](#)).

[Amuedo-Dorantes & Pozo \(2006\)](#), encuentran que las remesas pueden reducir o aumentar las horas de trabajo dependiendo del género del receptor, la ubicación del hogar y el tipo de trabajo realizado. Según los autores, una explicación posible es que, al medir el impacto de las remesas en la oferta laboral, el efecto ingreso se confunda con el efecto disruptivo causado por la emigración (*Ibid*, p. 226). En un estudio más reciente, también realizado en México, estos autores encuentran que un incremento en los ingresos de alrededor de 83 dólares en concepto de remesas, reduce la volatilidad del ingreso de los hogares entre 0.32 y 0.34 por ciento, independientemente de donde se encuentren ubicados (cf. [Amuedo-Dorantes & Pozo 2011](#), p. 586).

Por su parte, [Cox-Edwards & Rodríguez-Oreggia \(2009, p. 1012\)](#)⁵ encuentran que las remesas no tienen efecto en la participación laboral en México, cuando el emigrante es un miembro de la familia que envía dinero para reemplazar la pérdida del aporte al hogar por el hecho de haber emigrado. Estos hallazgos difieren de los encontrados en otras investigaciones que comparan directamente el comportamiento de los receptores de remesas con quienes no reciben, como muestran [Rodríguez & Tiongson \(2001\)](#), para el caso de Filipinas, y [Funkhouser \(1992\)](#) para el caso de Nicaragua. Desde otra perspectiva, [Alcaraz et al. \(2012, p. 164\)](#), encuentran que un *shock* negativo en las remesas, como el ocasionado por la Crisis Financiera Internacional de 2008-2009, tiene efectos importantes en los hogares receptores de remesas en México, particularmente porque incrementa la participación de menores de edad en el mercado laboral en alrededor de 10 puntos porcentuales, mientras que decrece en una magnitud similar (15 p.p.) la asistencia escolar de estos (*Ibid*).

Estudios realizados en países seleccionados de América Central (i.e., El Salvador, Honduras y Guatemala), muestran evidencia que soporta la hipótesis de que las remesas están asociadas a cambios en las decisiones de

⁵Estos autores utilizan como enfoque metodológico *Propensity Score Matching*, se enfocan en hogares que reciben remesas de forma permanente, y comparan con individuos de hogares ubicados en las mismas áreas, quienes también poseen características similares.

participar en el mercado laboral de parte de los receptores (cf. Sousa & García-Suaza 2018, p. 10)⁶. Concretamente, se encuentra que entre 2006 y 2014 las remesas redujeron mayormente la participación laboral femenina en El Salvador (entre 25-30 %), y en menor medida la masculina (entre 6-8 %), siendo similar a lo observado en Honduras y Guatemala. Estos hallazgos están en línea con la literatura relacionada, que muestra que la reducción en la participación laboral debido a la recepción de remesas es más pronunciada en mujeres que en hombres (cf. Ivlevs 2016, Hanson 2007, Amuedo-Dorantes & Pozo 2006). El hecho de recibir remesas, también está asociado con una menor probabilidad de que los jóvenes en Guatemala estén en la escuela o se encuentren trabajando (Sousa & García-Suaza 2018, p. 14).

En el caso de Nicaragua, la investigación sobre remesas y mercado laboral es limitada, no obstante, se ha dicho que los hogares donde el jefe de familia trabaja, tienden a recibir menos remesas en comparación con otros hogares que también reciben este tipo de ingresos (véase Funkhouser 1995, p. 144). En su estudio más reciente sobre los efectos de la emigración en el mercado laboral de Nicaragua, Funkhouser (2006, p. 20) encuentra que las remesas tienen influencia en el estatus laboral y en los ingresos de las familias receptoras⁷. Según el autor, las remesas también generan un incremento en el consumo y reducen la pobreza, principalmente porque el número de individuos del hogar se reduce, y con eso aumenta el ingreso *per cápita* disponible al contemplar la recepción de remesas de los emigrantes.

3. Aspectos Metodológicos

3.1. Datos

Para analizar la relación entre remesas y los indicadores laborales de ocupación y horas trabajadas en Nicaragua, se hace uso de micro-datos a nivel de individuos de las últimas cuatro Encuestas de Medición del Nivel de Vida (EMNV) de 2001, 2005, 2009 y 2014. Los datos de las encuestas han sido obtenidos de INIDE y del Banco Mundial (EMNV de 2009).

⁶Los autores también usan *Propensity Score Matching*, para evitar sesgo de selección, y datos obtenidos de la encuesta de hogares de los respectivos países. Aunque el método no resuelve por completo el problema de selección, atenúa sus efectos al comparar individuos que reciben remesas, con individuos de similares características que no reciben este tipo de ingresos.

⁷El autor utiliza un enfoque de *diferencias-en-diferencias*, lo que permite controlar otras características de los hogares emisores de emigrantes, así como de otros cambios que normalmente afectan a los hogares.

Las EMNV poseen información general de los hogares (i.e., cantidad de miembros, ubicación geográfica, entre otros), información socio-demográfica (e.g., edad, género, estado civil, entre otros), así como información económica (i.e., ingresos laborales, ingresos por remesas, ocupación, consumo, entre otros). Para realizar un análisis temporal de la relación de interés, los datos de las variables son estandarizados en cada encuesta (debido a cambios de codificación de las mismas variables entre encuestas), con el fin de hacer comparable la información, y tener un mayor poder estadístico en las estimaciones.

Para garantizar que los datos fuesen comparables entre las distintas EMNV, se revisaron las categorías y definiciones de las mismas variables repetidas en las cuatro encuestas, de modo que estas reflejaran información equivalente en los distintos años⁸. Es importante resaltar que las encuestas poseen representatividad a nivel de país mediante el factor de expansión de consumo de los hogares, de modo que las estimaciones reflejarían una situación poblacional.

En este estudio se utiliza un indicador de remesas internacionales, por lo que los individuos se identifican con una variable binaria que toma el valor de 1 en el caso de que el individuo reciba remesas internacionales, y 0 en otro escenario (variable “recibe remesas”). Dentro de los indicadores laborales de interés, se considera la ocupación de los individuos, así como la cantidad de horas semanales trabajadas. El indicador ocupacional hace referencia al caso en el cual los individuos se encontraron ocupados realizando alguna labor durante la semana previa a la encuesta. Se incluyen también una serie de covariables observables, mismas que se describen en la Tabla A1.

3.2. Estadísticos descriptivos

3.2.1. Remesas

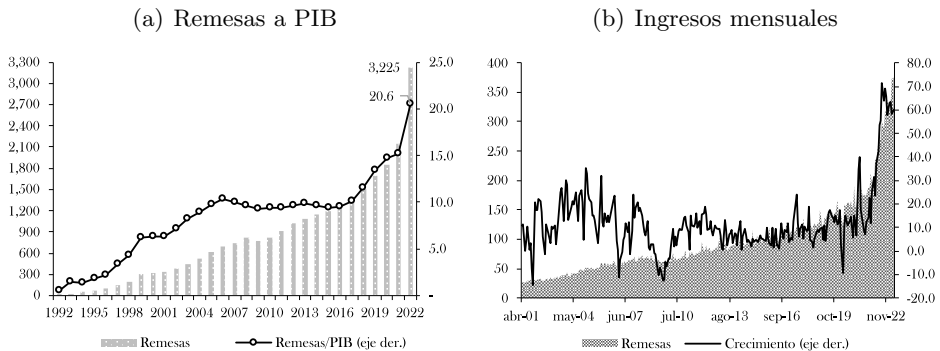
En términos macroeconómicos, las remesas en Nicaragua juegan un papel importante. De acuerdo con datos del BCN y del Banco Mundial, los flujos de remesas superaron otros flujos externos de divisas como la IED desde el año 2000. En ese año, las remesas puntualizaron 6.3 por ciento del PIB, mientras que la IED representó 5.2 por ciento. Actualmente, la brecha de ingresos por remesas en comparación con la IED se ha ampliado, lo cual se

⁸Se estandarizaron (re-codificaron) variables como categoría de la ocupación, horas trabajadas, razones por las que la persona no busca empleo, entre otras.

acentuó a partir del choque socio-político que experimentó el país en 2018. En tanto, en 2020 la IED neta fue 5.9⁹ por ciento del PIB, las remesas representaron 14.7 por ciento del producto. Si bien en 2021 los flujos de inversión se recuperaron (8.7% del PIB), la representatividad de las remesas como proporción del PIB siguió siendo superior (15.3%), alcanzando 20.6 por ciento del PIB en 2022.

La evolución de las remesas ha sido muy dinámica desde inicios de la década del 2000 (Figura 1). De forma interanual, las remesas en Nicaragua han crecido a un ritmo de 12 por ciento desde esa fecha, manifestando uno de los episodios de mayor crecimiento a partir del año 2001 hasta 2006, pues en el periodo previo a la Crisis Financiera Global de 2008-2009, las remesas crecieron 14.5 por ciento en promedio. Por otro lado, tras la pandemia de COVID-19 (entre mayo 2020 y abril 2023), los flujos de remesas crecieron a un ritmo de 31.6 por ciento.

FIGURA 1: Flujos de Remesas en Nicaragua



Nota:—Remesas en millones de dólares de Estados Unidos. Eje derecho en porcentajes.

Fuente: Elaboración propia con datos del Banco Mundial y BCN.

Las remesas en Nicaragua provienen principalmente de Estados Unidos, país que ha representado (en promedio) el 61.2 por ciento del total de estos flujos desde enero 2016 hasta mayo 2023 (76% en 2022)¹⁰. El segundo lugar lo ocupa Costa Rica, con un aporte de 15.9 por ciento desde 2016 (8.7% en 2022). No obstante, Costa Rica ha disminuido su preponderancia

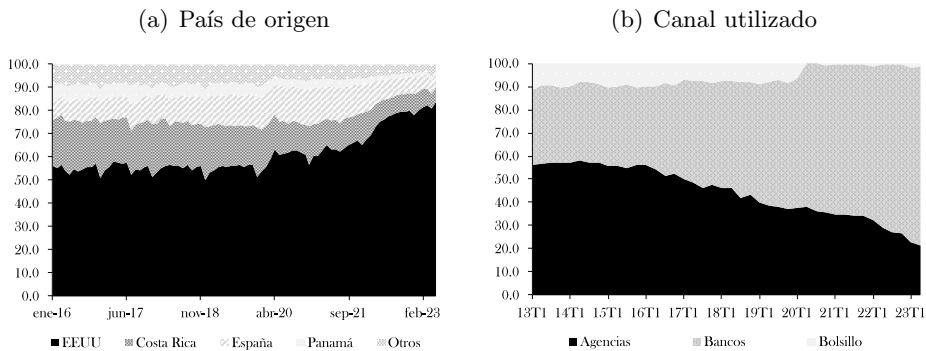
⁹De acuerdo con la actualización de la IED del BCN (2022). Datos del Banco Mundial indican una proporción de 1.4 por ciento en ese año.

¹⁰Esto es consistente con lo observado en países como El Salvador y Guatemala, donde cerca del 90 por ciento de las remesas provienen de Estados Unidos (véase: CMES 2021b).

como origen del envío de divisas, pues en los últimos años España se ha posicionado como el segundo país más importante en cuanto al volumen de remesas que ingresan a Nicaragua (Figura 2).

Los ingresos por remesas desde Estados Unidos han crecido 25.7 por ciento de forma interanual desde 2016 (21.4 % entre 2020-2021). Así, durante 2022 el total de remesas provenientes de ese país fue de 2,469.7 millones de dólares (15.8 % del PIB nicaragüense). Con ello, la dinámica económica y laboral de Estados Unidos supone una importante influencia en el comportamiento de las remesas totales en Nicaragua. El aumento de los flujos de remesas en Nicaragua, ha estado relacionado de forma directa con el incremento del volumen migratorio observado desde 2019, lo cual se exacerbó luego de la pandemia de COVID-19 (US Border Protection, 2023).

FIGURA 2: Origen y Canal de Recepción de Remesas



Fuente: Elaboración propia con datos del BCN.

Desde el año 2013, del total de remesas que ingresaron a Nicaragua, el 44.9 por ciento lo han hecho mediante agencias remesadoras, y un 48.6 por ciento mediante bancos. No obstante, desde 2019 los bancos han tenido un mayor peso en la canalización de estos recursos, ya que mediante esta vía se han recibido el 63.2 por ciento de los flujos de remesas (70.4 % en 2022). Ello implica que las entidades bancarias manejaron cerca de 2,270 millones de dólares de remesas en 2022. Cabe destacar que el ingreso de remesas de ‘bolsillo’ se ha reducido notablemente desde el surgimiento de la pandemia de Covid-19 (0.7 % del total), lo que podría estar asociado en gran medida a las dificultades de movilidad entre países.

A nivel microeconómico, los datos de la EMNV sugieren que, desde 2005, el

promedio (nominal) de remesas percibidas por más del 15 por ciento de los hogares receptores de todo el país (total de receptores), ha incrementado de forma importante (Tabla 1). Así, la media de estos ingresos mensuales en 2005 fue de 87.7 dólares, mientras que en 2009 el monto pasó a 105.8 dólares, creciendo 24.6 por ciento en el registro de la EMNV de 2014 (US\$131.8 en promedio). La mediana de ingresos también ha incrementado, pasando de 50 dólares mensuales entre 2001 y 2005, a 80 dólares en 2014. Las diferencias entre la media y la mediana suponen una distribución asimétrica de los ingresos por remesas (principalmente en 2001), implicando una mayor proporción de los mismos en la ‘cola’ izquierda de la distribución.

TABLA 1: Estadísticos Descriptivos de Remesas por Hogares

Año	Hogares	Media	Máx	Mín	Desv.	p1	p50	p99
2001	143,542	225.5	1,994.3	0.2	388.1	0.6	49.6	1,800.0
2005	176,977	87.7	1,450.0	0.3	109.4	0.8	50.0	493.0
2009	178,360	105.8	1,400.0	0.3	135.7	1.7	60.0	800.0
2014	218,749	131.8	2,400.0	0.1	223.8	1.7	80.0	1,200.0

Nota:—Cifras de remesas expresadas en dólares. Jefes de hogar. Datos poblacionales expandidos con el factor de expansión de consumo de INIDE.

Fuente: Elaboración propia con datos de INIDE.

Las Tablas A2 y A3 presentan la evolución de las remesas por área geográfica y género, respectivamente. Los datos sugieren que en las zonas rurales del país, en promedio se perciben menores montos de remesas, pues la EMNV de 2014 indica que la media de esos ingresos por hogar fue de 86.4 dólares, contrastado con los 148.6 dólares en zonas urbanas. Así, desde la EMNV de 2001 la proporción de ingresos que perciben los hogares de las zonas rurales es en torno a 50 o 60 por ciento del ingreso en los hogares urbanos. Una dinámica similar se observa en términos del género del receptor. Considerando solamente jefes de hogar, se muestra que las mujeres reciben mayores montos promedios que los hombres (US\$152.7 *vs* US\$107.1 en 2014), de modo que los ingresos promedio de remesas de hogares encabezados por mujeres, son entre 1.4 y 1.6 veces los ingresos por remesas de hogares liderados por hombres.

3.2.2. Indicadores laborales

Al considerar los datos de ocupación en Nicaragua, se observa una mejora sustancial en el tiempo. La proporción de personas que declararon en 2001 ‘haber estado ocupadas (trabajando) durante la semana anterior’,

puntualizó el 55.2 por ciento de la población en edad de trabajar (14 años o más, según INIDE (2021)). Sin embargo, ese indicador en 2014 fue de 58.2 por ciento, totalizando 4.3 millones de personas (véase la Tabla 2). Estas cifras son determinadas por la ocupación masculina, pues la proporción de hombres que manifestaron haber trabajado en la semana previa la encuesta de 2014 ascendió a 75.5 por ciento, lo que contrastó con el 42.3 por ciento en el caso de las mujeres. En términos absolutos, tanto hombres como mujeres han manifestado una mejora en la ocupación, lo cual puede ser el reflejo de una mayor integración de los individuos en un mercado laboral más dinámico. A pesar de ello, aún se mantienen las brechas de ocupación por género, donde los hombres presentan una proporción de ocupación entre 1.8 y 2.1 veces mayor a las de las mujeres.

Las Tablas A4 y A5 presentan la ocupación de las personas en edad de trabajar por zona geográfica y departamento, respectivamente. Aquí se puede notar que la disparidad en la ocupación femenina y masculina se acentúa en zonas rurales del país, donde del total de hombres en edad laboral, cerca del 85 por ciento estaban ocupados en 2014; mientras que en el caso de las mujeres, era solamente un 30 por ciento. Así, la *ratio* de ocupación de hombres y mujeres en áreas rurales es cercana a 3 veces. Por departamentos, se observa una relación inversa entre la ocupación masculina y la femenina (mayor ocupación masculina se asocia con menor ocupación femenina), destacándose los departamentos del Pacífico y Norte de Nicaragua (véase la Tabla A5).

Con respecto a la cantidad de horas semanales laboradas (en la ocupación principal), se manifiesta un comportamiento temporal heterogéneo. Desde el año 2001 hasta el año 2009 se observó un incremento de 1.2 horas semanales, sin embargo en 2014 hubo una reducción de 3.4 horas con relación a 2009. De ese modo, en 2014 el promedio de horas trabajadas fue de 41.6 horas semanalmente. El comportamiento de disminución de las horas trabajadas en 2014 se dio en el caso de los hombres (-2.4 horas), pero mayormente en las mujeres (-4.8 horas). Dicho comportamiento por género supuso un aumento de la *ratio* de horas laboradas entre hombres y mujeres, al pasar de 1.1 a 1.2 veces superior en el caso masculino.

TABLA 2: Total y Proporción de Individuos Ocupados

Año	Individuos	Media(%)	Hombres	Media(%)	Mujeres	Media(%)	Ratio
2001	3,159,713	55.2	1,534,163	73.8	1,625,550	37.6	2.0
2005	3,305,965	56.3	1,596,086	76.7	1,709,879	37.2	2.1
2009	3,838,871	55.1	1,851,976	72.9	1,986,895	38.5	1.9
2014	4,303,882	58.2	2,063,123	75.5	2,240,759	42.3	1.8

Nota:— Incluye a personas en edad de trabajar (de 14 años o más), de acuerdo con la definición de INIDE (2021). Datos poblacionales expandidos con el factor de expansión de consumo de INIDE. Fuente: Elaboración propia con datos de INIDE.

Con respecto a las economías desarrolladas, en Nicaragua se trabajan más horas semanalmente, pues en países como Estados Unidos el promedio de horas laboradas semanalmente en 2014 fue 38.4 en total. Sin embargo, cuando se compara con países como Costa Rica (44.2 horas en 2014), se manifiesta un comportamiento similar al de Nicaragua, considerando los datos de la [Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos \(OCDE\)](#).

TABLA 3: Horas Semanales Trabajadas

Año	Individuos	Media	Hombres	Media	Mujeres	Media	Ratio
2001	1,902,796	43.8	1,237,184	45.7	665,612	40.1	1.1
2005	2,034,534	44.6	1,320,589	46.2	713,945	41.7	1.1
2009	2,228,076	45.0	1,435,963	46.4	792,113	42.6	1.1
2014	2,638,822	41.6	1,643,189	44.0	995,633	37.8	1.2

Nota:— Incluye a individuos de todas las edades. Datos poblacionales expandidos con el factor de expansión de consumo de INIDE.

Fuente: Elaboración propia con datos de INIDE.

3.3. Correlaciones

Una primera aproximación de la relación entre la recepción de remesas y los indicadores laborales, puede realizarse mediante correlaciones simples. La Tabla 4 presenta las correlaciones poblacionales de las variables para las distintas encuestas. En ambos indicadores laborales (i.e., ocupación y horas trabajadas) se refleja una correlación negativa con la recepción de remesas. En particular, la correlación de los individuos jefes de hogar que reciben remesas con respecto a la ocupación, versa en torno a -0.13 y -0.19. Dicha correlación es estadísticamente significativa al 1 por ciento.

TABLA 4: Correlaciones de Remesas e Indicadores Laborales

Variable	2001		2005		2009		2014	
	Rem.	Ocup.	Rem.	Ocup.	Rem.	Ocup.	Rem.	Ocup.
Ocupación	-0.13***		-0.18***		-0.15***		-0.19***	
Horas	-0.05***	0.05***	-0.05***	0.20***	-0.02***	0.08***	-0.05***	0.08***

Nota: Jefes de hogar. Datos poblacionales expandidos con el factor de expansión de consumo de INIDE. *, **, *** significancia estadística al 10, 5 y 1 por ciento, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

La correlación de la recepción de remesas con respecto a las horas trabajadas por los jefes de hogar, es del mismo modo negativa. Sin embargo, posee una magnitud menos marcada, aunque la misma es estadísticamente significativa al 1 por ciento. Esta asociación podría relacionarse con el hecho que las remesas pueden constituir un ‘salario de reserva’ para los individuos, suponiendo así un efecto ingreso que incide en las decisiones laborales (Amuedo-Dorantes & Pozo 2006, p.222). Si bien las correlaciones pueden ser informativas sobre la dirección de la asociación entre las variables, no permiten realizar inferencia de la relación subyacente y su magnitud. Para ello se debe recurrir a estrategias empíricas de identificación.

3.4. Estrategia empírica

Como estimaciones *base* se usan las derivadas de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) con efectos fijos, mismas que siguen lo descrito en la ecuación (1):

$$Y_{it} = \alpha + \beta T_{it} + \gamma X_{it} + \kappa \Omega + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Donde Y_{it} es el indicador laboral (i.e., ocupación u horas laboradas) del individuo i en el periodo t de la encuesta¹¹. T_{it} es la variable que indica si el individuo recibe remesas. En el modelo el coeficiente de interés es β , el cual indica la relación entre la recepción de remesas y el respectivo indicador laboral. Por su parte, X_{it} corresponde a un vector de características observables (i.e., género, edad, escolaridad, entre otros), identificadas en la literatura como determinantes de la ocupación laboral. Debido a que se construye un conjunto de cortes transversales a partir de las EMNV, ello puede permitir incorporar efectos fijos transversales, ya sea a nivel temporal, o por área geográfica, mismos que se incorporan en Ω . Esto con

¹¹La dimensión temporal se deriva de la construcción de una base de datos a partir de cortes transversales en los periodos descritos. No obstante, ello no garantiza que se siga a los mismos individuos en el tiempo.

el fin de controlar por heterogeneidad no observable e invariante a nivel temporal y espacial que pueda afectar los resultados. Finalmente, ε_{it} es el error del modelo.

Se debe destacar que cuando Y_{it} mapea la condición de ocupación de los individuos, se estima de la misma forma un Modelo de Probabilidad Lineal (MPL) a partir de MCO, dado que por la cantidad de coeficientes a estimar (particularmente, efectos fijos), los modelos probabilísticos como Logit o Probit presentan problemas de convergencia. No obstante, en algunos casos también se muestran los resultados a partir de ese tipo de modelos no lineales. Es importante mencionar que, para efectos de interpretación de las relaciones de interés, con conjuntos grandes de datos el coeficiente estimado por MPL es muy similar a los efectos marginales de modelos probabilísticos no lineales, lo que valida el uso de MPL en contextos de variables dicotómicas¹².

3.4.1. Matching

En presencia de conjuntos grandes de datos, es común que en la literatura relacionada se utilicen estrategias como *matching*, la cual puede permitir identificar el efecto de un evento o característica diferenciadora de un grupo de individuos. Formalmente, de acuerdo con Stuart (2010, p.3), la estrategia de *matching* parte del contexto de un experimento aleatorio¹³, donde se asigna un tratamiento T a un grupo (tratados), el cual se asigna de forma independiente al *potential outcome* o variable de interés a estudiar ($Y(0), Y(1)$), dado un conjunto de covariables (X). Donde $Y(0)$ indica que el grupo no recibe el tratamiento (controles), mientras que $Y(1)$ sí lo recibe. La idea para obtener el efecto del ‘tratamiento’, es que debe realizar el análisis condicional en (X), así se supone que: $T \perp (Y(0), Y(1)|X)$ ¹⁴.

La expresión anterior sugiere que el tratamiento es ortogonal a la variable de interés, pero condicional en las covariables X . La condición de que T se asigna condicional en X , se conoce como supuesto de ignorabilidad fuerte. Lo que indica es que el ‘balancear’ o hacer similares los factores observables (X) de los distintos grupos (tratados y controles), puede permitir tener un balance en sus factores inobservables, por lo que las diferencias en la variable de interés entre grupos ($Y(0), Y(1)$), se pueden atribuir a un ‘efecto

¹²A pesar del uso de MPL para modelar la relación de interés, este no debe ser utilizado para predecir una variable dicotómica, dado que dicha predicción no necesariamente se circunscribe al intervalo [0-1].

¹³Randomized Controlled Trials RCT’s.

¹⁴Como menciona Torres (2022).

causal' (Stuart 2010, p.3).

Existen distintas variantes de la estrategia de *matching*, las que usan diversos criterios para balancear las características observables de los grupos (véase Stuart 2010, p.11). Algunas permiten asignar puntajes o *scores* a los individuos que tienen características similares (*propensity score*), agrupándolos en bloques según sus características. A partir de ello, los emparejamientos entre individuos de los grupos se pueden dar en función, por ejemplo, de la proximidad de sus *scores*. En la medida que se incorporan más características observables a emparejar, puede ser más complejo encontrar balance en todas las covariables. Esto dependerá de la cantidad de datos disponibles, pues la estrategia de *matching* es intensiva en el uso de información estadística que permita emparejar individuos con base en características individuales, de forma que puedan ser comparables para hacer análisis contrafactual.

En este caso, la característica diferenciadora (T) de los grupos es el hecho de recibir remesas. De ese modo, se puede investigar si esa característica genera diferencias en *outcomes* laborales (i.e., ocupación y horas laboradas). Para ello, en el análisis se pueden emparejar individuos con características como: edad, estrato de ingresos, estado marital, entre otras cosas.

3.4.2. Quantile regression

El método de *quantile regression* es una extensión de MCO que busca estimar funciones condicionales de cuantiles, es decir, la estimación de modelos en donde los cuantiles de la distribución condicional de la variable de respuesta, se expresan como funciones de las covariables observadas (Koenker & Hallock 2001, p.143).

Esta metodología permite tener estimaciones más precisas en presencia de heterogeneidad en los datos, pues el estimador de MCO que representa un efecto promedio (con una distribución normal), puede no ser válido para todos los individuos de la muestra cuando se cuenta con datos extremos o dispersos. Por tanto, *quantile regression* permite distribuir la muestra de información en fractiles (i.e., quintiles, deciles, percentiles), teniendo así un estimador en función de la ubicación de cada grupo de individuos en el espectro de la distribución de los datos. En presencia de individuos homogéneos, el estimador de MCO debería ser similar entre fractiles, por lo cual podría no diferir del estimador mediano de *quantile regression*.

Cabe destacar que la metodología de *quantile regression* no permite realizar estimaciones en caso de tener variables dicotómicas. En este sentido, en el estudio se construyen los deciles *a priori* en el caso de analizar los resultados considerando, por ejemplo, la posición de ingresos de los hogares. Esto porque podría ser esperable que en los jefes de hogares de menores ingresos que reciben remesas (que pueden representar una significativa proporción de sus ingresos laborales), podrían tener una respuesta diferente en cuanto a su desempeño en el mercado laboral, comparado con individuos de hogares de altos ingresos, donde podría ser esperable que no se perciban mayores montos de remesas relativo a sus ingresos por trabajo.

Así, se construyen dos categorías de deciles de los hogares. La primera se estima en función de la proporción de ingresos, donde se divide en 10 partes iguales a los ingresos de los hogares, creando grupos que poseen cada uno el 10 por ciento de los ingresos laborales totales. Con ello, puede ser posible estimar si las remesas afectan de forma diferencial el desempeño laboral de individuos de hogares pobres o ricos. La segunda categoría de deciles, contempla proporciones igualitarias de hogares en función del ordenamiento de los ingresos. Con esto, el primer decil refleja el 10 por ciento de hogares más pobres, y el decil 10 refleja el 10 por ciento de hogares más ricos. A diferencia de la primera categoría, en esta no se mide la desigualdad de ingresos, pues en la primera categoría los dos últimos deciles normalmente concentran la mayor parte del ingreso (en la menor cantidad de hogares).

4. Resultados

4.1. Ocupación

Al analizar la relación entre la recepción de remesas y el estatus de ocupación laboral de las personas, se observa una asociación negativa entre ambas variables en el periodo 2001-2014. Particularmente, la magnitud de la relación se ubica entre -0.05 y -0.07. Esto sugiere que los individuos que reciben remesas internacionales, poseen una tasa de ocupación que es entre 5 y 7 puntos porcentuales inferior (en base 0-100), comparada con la ocupación de individuos que no reciben remesas. Debido a que en el periodo de estudio la ocupación promedio es cercana a 56 por ciento, ello implica que las remesas se asocian con una disminución de entre 9 y 12 por ciento de la ocupación general (en los receptores). La magnitud de la relación encontrada es mayor para los hombres (-0.06), en contraste

con el caso de las mujeres $(-0.04)^{15}$. No obstante, dado que la ocupación femenina es menor, ese coeficiente tiene un mayor peso relativo que en la ocupación masculina¹⁶. Estos resultados son coherentes con los estimados mediante otros modelos probabilísticos, como muestra la Tabla A7, donde el coeficiente que refleja la relación entre remesas y ocupación se mantiene entre -0.05 y -0.07, generalmente.

El resultado es consistente con lo que encuentran [Sousa & García-Suaza \(2018, p.10\)](#) en los países del triángulo norte de la región centroamericana (El Salvador, Guatemala y Honduras), en términos de participación laboral. Si bien los resultados no son completamente comparables, la relación encontrada por esos autores es también negativa, señalando, en países como El Salvador, que los hombres que se benefician de las remesas reducen entre 5 y 6 puntos su participación laboral (84% de participación masculina), mientras que ese efecto es mayor para las mujeres, mismas que reducen su participación entre 25 y 30 por ciento. En Honduras y Guatemala, muestran que la participación de hombres y mujeres se reduce en torno a 4 y 11 por ciento, respectivamente.

Es importante señalar que la magnitud de la relación entre remesas y ocupación es considerable. Sin embargo, hay otros determinantes con mayor preponderancia como el género y el estado civil de los individuos. Estos factores influyen fuertemente la probabilidad de estar ocupado. Por ejemplo, los hombres poseen una probabilidad de estar empleados que es en torno a 30 puntos porcentuales superior que la observada en el caso de las mujeres. Esto es consistente con los hechos estilizados laborales reflejados en las EMNV analizadas, donde los hombres presentan una ocupación promedio de 62.6 por ciento, y las mujeres 32.8 por ciento.

Las estimaciones realizadas son robustas a heteroscedasticidad, y significativas con una confianza de 99 por ciento en la mayoría de casos, dado el mayor poder estadístico derivado de la expansión de los datos a nivel poblacional. Es también importante considerar que los errores de los modelos se agrupan a nivel de hogar, para contemplar posibles correlaciones en los indicadores socio-económicos de personas que comparten un determinado espacio. Esto sirve para validar la precisión y confiabilidad de los estimadores.

¹⁵Resultados no mostrados.

¹⁶Representa cerca de 10 y 8 por ciento de la ocupación femenina y masculina, respectivamente.

TABLA 5: Relación de Remesas y Ocupación

Variables	Dependiente: Tasa de ocupación									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Recibe remesas	-0.09*** (0.00)	-0.07*** (0.00)	-0.07*** (0.00)	-0.06*** (0.00)	-0.07*** (0.00)	-0.07*** (0.00)	-0.07*** (0.00)	-0.05*** (0.00)	-0.05*** (0.00)	-0.05*** (0.00)
Log. Ingreso PC		0.06*** (0.00)	0.06*** (0.00)	0.06*** (0.00)	0.06*** (0.00)	0.05*** (0.00)	0.04*** (0.00)	0.04*** (0.00)	0.04*** (0.00)	0.03*** (0.00)
Integrantes H			-0.01*** (0.00)	-0.01*** (0.00)	-0.01*** (0.00)	-0.00*** (0.00)	-0.00*** (0.00)	-0.00*** (0.00)	-0.00*** (0.00)	-0.00*** (0.00)
Área				-0.04*** (0.00)	-0.04*** (0.00)	-0.06*** (0.00)	-0.04*** (0.00)	-0.03*** (0.00)	-0.03*** (0.00)	-0.03*** (0.00)
Edad					0.00*** (0.00)	0.00*** (0.00)	0.00*** (0.00)	0.00*** (0.00)	0.00*** (0.00)	0.00*** (0.00)
Educación						0.03*** (0.00)	0.03*** (0.00)	0.03*** (0.00)	0.03*** (0.00)	0.03*** (0.00)
Género							0.34*** (0.00)	0.33*** (0.00)	0.33*** (0.00)	0.33*** (0.00)
Estado civil								-0.10*** (0.00)	-0.10*** (0.00)	-0.10*** (0.00)
Pobreza									0.01*** (0.00)	0.02*** (0.00)
Decil ing.										0.01*** (0.00)
Constante	0.58*** (0.01)	0.24*** (0.01)	0.30*** (0.02)	0.29*** (0.02)	0.21*** (0.02)	0.20*** (0.02)	0.05*** (0.02)	0.13*** (0.02)	0.11*** (0.02)	0.17*** (0.02)
Observaciones [†]	26.71	25.96	25.96	25.96	25.96	25.95	25.95	25.95	25.95	25.95
R-squared	0.01	0.03	0.03	0.03	0.09	0.10	0.19	0.17	0.17	0.17
EF tiempo	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
EF departamento	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí

Nota: Datos poblacionales expandidos con el factor de expansión de consumo de INIDE. Incluye información de la EMNV de 2001, 2005, 2009 y 2014. Estado civil: 0 en una relación, y 1 otro caso. EF: Efecto Fijo. Errores estándar robustos en paréntesis, agrupados a nivel de hogar. Información de individuos en edad laboral: 14 años o más. En la columna (1), la constante refleja la ocupación promedio del período de estudio, por parte de los no receptores de remesas. [†] millones de observaciones. *, **, *** significancia estadística al 10, 5 y 1 por ciento, respectivamente. Fuente: Elaboración propia.

4.1.1. Robustez

Al estimar la relación entre la recepción de remesas y la ocupación en cada año de la EMNV, se observa que la magnitud de dicha relación es similar a la encontrada inicialmente. En 2001, el coeficiente es -0.08 de manera puntual en un rango de -0.07 y -0.08, mientras que en 2005 y 2009, el coeficiente se reduce ligeramente (-0.05 y -0.06, respectivamente), pero en 2014 el estimador puntual es similar al encontrado en 2001. Con ello se verifica que la relación entre remesas y ocupación es robusta y relativamente estable en el tiempo, mostrando una aparente forma de “U” a través de los años. No obstante, la diferencia en los coeficientes estimados por año es pequeña.

Considerando esos resultados, podría ser esperable que, en los últimos años

donde en el país se han manifestado ingresos por remesas que se han ubicado en máximos históricos, su efecto en el mercado laboral (y particularmente en la ocupación) podría ser más marcado que el encontrado en este estudio, dada la dinámica temporal de la relación entre remesas y ocupación (véase la Tabla 6).

TABLA 6: Relación de Remesas y Ocupación por Año

Variables	Dependiente: Tasa de ocupación									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
EMNV 2001										
Recibe remesas	-0.09*** (0.01)	-0.09*** (0.01)	-0.09*** (0.01)	-0.08*** (0.01)	-0.09*** (0.01)	-0.09*** (0.01)	-0.08*** (0.01)	-0.08*** (0.01)	-0.07*** (0.01)	-0.07*** (0.01)
Observaciones [†]	4.71	4.58	4.58	4.58	4.58	4.58	4.58	4.58	4.58	4.58
R-squared	0.00	0.02	0.02	0.02	0.10	0.11	0.21	0.18	0.18	0.18
EF tiempo	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
EF departamento	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
EMNV 2005										
Recibe remesas	-0.07*** (0.01)	-0.06*** (0.01)	-0.06*** (0.01)	-0.05*** (0.01)	-0.05*** (0.01)	-0.06*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.03*** (0.01)
Observaciones [†]	4.44	4.35	4.35	4.35	4.35	4.35	4.35	4.35	4.35	4.35
R-squared	0.00	0.02	0.02	0.02	0.11	0.10	0.23	0.22	0.22	0.22
EF tiempo	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
EF departamento	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
EMNV 2009										
Recibe remesas	-0.08*** (0.01)	-0.06*** (0.01)	-0.06*** (0.01)	-0.05*** (0.01)	-0.06*** (0.01)	-0.07*** (0.01)	-0.06*** (0.01)	-0.05*** (0.01)	-0.05*** (0.01)	-0.05*** (0.01)
Observaciones [†]	4.12	3.98	3.98	3.98	3.98	3.97	3.97	3.97	3.97	3.97
R-squared	0.00	0.02	0.02	0.02	0.07	0.08	0.15	0.15	0.15	0.15
EF tiempo	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
EF departamento	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
EMNV 2014										
Recibe remesas	-0.11*** (0.01)	-0.08*** (0.01)	-0.07*** (0.01)	-0.07*** (0.01)	-0.07*** (0.01)	-0.08*** (0.01)	-0.07*** (0.01)	-0.06*** (0.01)	-0.05*** (0.01)	-0.05*** (0.01)
Observaciones [†]	0.66	0.64	0.64	0.64	0.64	0.64	0.64	0.64	0.64	0.64
R-squared	0.01	0.03	0.04	0.04	0.08	0.10	0.15	0.15	0.15	0.15
EF tiempo	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
EF departamento	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí

Nota:—Datos poblacionales expandidos con el factor de expansión de consumo. Las estimaciones incorporan constante y las covariables mostradas en la Tabla 5, las que se omiten por temas de espacio. [†] millones de observaciones. EF: Efecto Fijo. Errores estándar robustos en paréntesis, agrupados a nivel de hogar. Información de individuos en edad laboral, de 14 años o más. *, **, *** significancia estadística al 10, 5 y 1 por ciento, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

Al estimar la relación entre la recepción de remesas y la ocupación mediante *matching*, balanceando las características observables de los individuos, se evidencia que la magnitud del coeficiente de la influencia de las remesas es similar al presentado previamente, como muestra la Tabla 7. Con ello, se constata la relación negativa entre las variables, y su comportamiento en forma de “U” en el tiempo.

El coeficiente encontrado es similar al considerar el ajuste de *propensity score matching* y *nearest neighbor* como método de emparejamiento, los que reflejan que en 2001 el coeficiente de la relación de recepción de remesas sobre la ocupación se ubicó entre -0.07 y -0.08, similar al de 2014, pero en 2005 el coeficiente encontrado es -0.03, y cercano a -0.05 en 2009, indicando que las personas receptoras poseen una menor tasa de ocupación laboral.

TABLA 7: Relación de Remesas y Ocupación Mediante *Matching*

Método	Tratamiento: Recibe Remesas				
	Coeficiente	Z	p-value	Lower	Upper
EMNV 2001					
Propensity score	-0.07	-3.80	0.00	-0.10	-0.03
Nearest neighbor	-0.08	-5.27	0.00	-0.10	-0.05
EMNV 2005					
Propensity score	-0.03	-2.59	0.01	-0.05	-0.01
Nearest neighbor	-0.03	-2.91	0.00	-0.05	-0.01
EMNV 2009					
Propensity score	-0.06	-4.99	0.00	-0.09	-0.04
Nearest neighbor	-0.03	-2.92	0.00	-0.06	-0.01
EMNV 2014					
Propensity score	-0.07	-6.16	0.00	-0.10	-0.05
Nearest neighbor	-0.05	-4.98	0.00	-0.07	-0.03

Nota:—Incluye información de personas en edad laboral.

Fuente: Elaboración propia.

Por deciles de ingresos, se observa que la influencia de recibir remesas en la ocupación es transversal, exceptuando aquellos deciles de mayor ingreso (Tabla A8). En este caso se usan dos categorías de deciles, una en la que se forman 10 grupos de hogares que concentran el 10 por ciento de los ingresos laborales cada uno, y otra categoría que contempla 10 grupos de igual cantidad de hogares ordenados por sus ingresos. En ambos casos la relación es estable y similar, con excepción de los deciles más altos donde la relación de remesas y ocupación, aunque es negativa, no parece ser robusta.

Exceptuando el último decil de ingresos, se observa que la recepción de remesas se asocia con una menor ocupación de los individuos. El coeficiente en la mayor parte de los deciles se ubica de forma puntual entre -0.05 y -0.08, siendo robusto y estadísticamente significativo en la mayor parte de casos. No obstante, en el decil de mayores ingresos se observa que las remesas no poseen una relación clara con la ocupación, lo cual puede ser debido a que

la proporción de hogares de elevados ingresos laborales que reciben remesas es baja (véase Tabla A6)¹⁷.

4.2. Horas trabajadas

Consistente con la reducción en la ocupación, se observa también una relación negativa de la recepción de remesas con respecto a las horas semanales trabajadas por las personas. Si bien el estimador posee una mayor varianza comparado con las estimaciones de remesas y ocupación, se evidencia que los individuos que reciben remesas trabajan entre 0.7 y 1.3 horas semanales menos que los individuos que no reciben esos ingresos (Tabla 8).

TABLA 8: Remesas y Horas Trabajadas

Variables	Dependiente: Horas Trabajadas									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Recibe remesas	-0.73*** (0.27)	-0.94*** (0.27)	-0.95*** (0.27)	-1.21*** (0.27)	-1.26*** (0.27)	-1.18*** (0.27)	-0.97*** (0.27)	-0.72*** (0.27)	-0.82*** (0.27)	-0.81*** (0.27)
Log. Ingreso PC		1.86*** (0.10)	1.94*** (0.10)	1.65*** (0.11)	1.65*** (0.11)	1.77*** (0.11)	1.74*** (0.11)	1.70*** (0.11)	1.56*** (0.11)	2.10*** (0.21)
Integrantes H			0.12*** (0.04)	0.12*** (0.04)	0.14*** (0.04)	0.14*** (0.04)	0.13*** (0.04)	0.13*** (0.04)	0.18*** (0.04)	0.18*** (0.04)
Área				2.24*** (0.23)	2.20*** (0.24)	2.40*** (0.24)	3.40*** (0.24)	3.44*** (0.24)	3.30*** (0.24)	3.26*** (0.24)
Edad					0.03*** (0.01)	0.02*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.01** (0.01)	0.01* (0.01)	0.01* (0.01)
Educación						-0.32*** (0.07)	-0.13* (0.07)	-0.13* (0.07)	-0.20*** (0.07)	-0.17** (0.07)
Género							6.42*** (0.19)	6.06*** (0.19)	6.09*** (0.19)	6.11*** (0.19)
Estado civil								-2.49*** (0.18)	-2.47*** (0.18)	-2.47*** (0.18)
Pobreza									-1.19*** (0.25)	-1.22*** (0.25)
Decil ing.										-0.27*** (0.09)
Constante	43.72*** (0.52)	32.78*** (0.76)	31.57*** (0.85)	32.13*** (0.85)	30.90*** (0.89)	30.90*** (0.89)	25.40*** (0.90)	27.86*** (0.91)	29.33*** (0.96)	26.86*** (1.24)
Observaciones†	15.57	15.51	15.51	15.51	15.51	15.50	15.50	15.50	15.50	15.50
R-squared	0.01	0.03	0.03	0.03	0.04	0.04	0.06	0.07	0.07	0.07
EF tiempo	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
EF departamento	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí

Nota:—Datos poblacionales condicionados con el factor de expansión de consumo de INIDE. Estado civil: 0 en una relación, y 1 otro caso. Incluye información de la EMNV de 2001, 2005, 2009 y 2014.

† millones de observaciones. EF: Efecto Fijo. Errores estándar robustos en paréntesis, agrupados a nivel de hogar. Incluye información de individuos en edad laboral. En la columna (1), la constante refleja las horas semanales promedio trabajadas en el período analizado por los no receptores de remesas. *, **, *** significancia estadística al 10, 5 y 1 por ciento, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

¹⁷El análisis de la relación de remesas y ocupación, condicional en la edad de las personas, es similar en los distintos rangos etarios, como muestra la Tabla A9.

Se debe destacar que el género y estado marital también son factores importantes en el desempeño laboral de los individuos. Así, se observa que los hombres trabajan entre 6 y 6.4 horas semanales más que las mujeres y que aquellos individuos en una relación trabajan más horas (3 en promedio). Estas estimaciones son robustas y estadísticamente significativas.

Cuando se realizan las estimaciones por cada año de la encuesta (Tabla 9), se evidencia que la influencia de las remesas en las horas trabajadas ha sido decreciente, de modo que sólo en 2001 y 2005 se manifiesta significancia en la relación de remesas y horas laboradas. Esto sugiere que en las horas trabajadas no se observa la relación en forma de “U” encontrada en el caso de la ocupación. Por ejemplo, en 2001 se evidencia una relación puntual de 1.8 horas semanales menos en individuos que reciben remesas, mientras que en 2014 el estimador puntual es -0.4, pero no siendo significativo en ninguna de las especificaciones.

Lo anterior es importante dado que el impacto temporal (negativo) de las remesas en la ocupación laboral de los individuos, podría ser compensado con una menor cantidad de horas reducidas como consecuencia de la recepción de remesas, sobretodo cuando no hay evidencia sugerente que en los últimos años hayan diferencias en cuanto al tamaño de las jornadas de individuos que reciben o no remesas.

Al realizar un análisis por deciles de ingresos (Tabla A10), se observa un elevado grado de heterogeneidad en los resultados. En este sentido, no hay una tendencia marcada en el coeficiente por grupos, y tampoco se observa significancia estadística, exceptuando el caso de los deciles más bajos, donde la relación es positiva. En los deciles de mayores ingresos también el comportamiento es heterogéneo. En algunos casos la recepción de remesas se asocia con reducciones en las horas trabajadas semanalmente, pero en otros no.

Considerando lo anterior, se puede determinar que las remesas parecen afectar las horas trabajadas de manera negativa, pero ese efecto está definido de manera heterogénea por algunos grupos particulares de individuos, lo cual no permite extraer conclusiones generales aplicables a los distintos grupos de individuos por ingresos en Nicaragua. A pesar de ello, lo importante es que las remesas no parecen generar efectos distorsivos en términos de jornadas laborales, a pesar de que se asocian con una menor ocupación de los receptores.

TABLA 9: Remesas y Horas Trabajadas por Años

Variables	Dependiente: Horas Trabajadas									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
EMNV 2001										
Recibe remesas	-1.14 (0.73)	-1.63** (0.72)	-1.63** (0.72)	-1.90*** (0.72)	-2.20*** (0.71)	-2.16*** (0.71)	-1.97*** (0.71)	-1.56** (0.70)	-1.67** (0.70)	-1.66** (0.70)
Observaciones [†]	2.86	2.83	2.83	2.83	2.83	2.83	2.83	2.75	2.75	2.75
R-squared	0.01	0.03	0.03	0.03	0.04	0.04	0.06	0.06	0.06	0.06
EF tiempo	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
EF departamento	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
EMNV 2005										
Recibe remesas	-0.35 (0.49)	-0.78 (0.48)	-0.78 (0.48)	-1.12** (0.48)	-1.44*** (0.48)	-1.39*** (0.48)	-1.13** (0.48)	-0.70 (0.47)	-0.73 (0.47)	-0.73 (0.47)
Observaciones [†]	4.91	4.88	4.88	4.88	4.88	4.88	4.88	4.77	4.77	4.77
R-squared	0.01	0.04	0.04	0.04	0.06	0.06	0.08	0.08	0.08	0.08
EF tiempo	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
EF departamento	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
EMNV 2009										
Recibe remesas	-0.32 (0.55)	-0.42 (0.55)	-0.42 (0.55)	-0.67 (0.55)	-0.75 (0.55)	-0.76 (0.55)	-0.59 (0.55)	-0.29 (0.55)	-0.51 (0.55)	-0.47 (0.54)
Observaciones [†]	4.05	4.04	4.04	4.04	4.04	4.04	4.04	4.01	4.01	4.01
R-squared	0.01	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.05	0.05	0.06	0.06
EF tiempo	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
EF departamento	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
EMNV 2014										
Recibe remesas	-0.41 (0.51)	-0.35 (0.50)	-0.38 (0.51)	-0.63 (0.50)	-0.67 (0.50)	-0.68 (0.50)	-0.54 (0.50)	-0.25 (0.50)	-0.34 (0.50)	-0.33 (0.50)
Observaciones [†]	4.31	4.30	4.30	4.30	4.30	4.30	4.30	4.29	4.29	4.29
R-squared	0.01	0.03	0.03	0.03	0.03	0.03	0.07	0.08	0.08	0.08
EF tiempo	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
EF departamento	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí

Nota:—Datos poblacionales expandidos con el factor de expansión de consumo. Las estimaciones incorporan constante y las covariables mostradas en la Tabla A9, las que se omiten por temas de espacio. [†] millones de observaciones. EF: Efecto Fijo. Errores estándar robustos en paréntesis, agrupados a nivel de hogar. Incluye información de personas en edad laboral. *, **, *** significancia estadística al 10, 5 y 1 por ciento, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

5. Conclusiones

El presente estudio supone uno de los primeros intentos por indagar de qué manera las remesas inciden en el mercado laboral de Nicaragua, particularmente en términos de ocupación y horas trabajadas. En la búsqueda de posibles respuestas, se revisó la literatura que aborda el discurso reciente sobre remesas y mercado laboral, y también se usaron micro-datos de las últimas cuatro encuestas de medición del nivel de vida, para cuantificar la relación de interés. Los principales resultados están en línea con la literatura que investiga el fenómeno en otros países de la región,

sugiriendo un descenso de la oferta laboral (horas trabajadas y ocupación) de las personas que reciben remesas.

Al estimar la dinámica entre recepción de remesas y ocupación en el período de estudio, se observa que la recepción de remesas se asocia de forma negativa con la probabilidad de que los individuos se encuentren ocupados. Particularmente, se muestra que los individuos que reciben remesas tienen un nivel de ocupación entre 5 y 7 puntos porcentuales inferior en comparación con quienes no reciben, representando entre 9 y 12 por ciento de la ocupación total.

Es importante destacar que la influencia de las remesas en la ocupación exhibe una forma de “U” en el tiempo, y que, en los distintos grupos de ingresos, se manifiesta una dinámica similar (exceptuando los grupos de más altos ingresos). Así, es razonable suponer que en los últimos años donde el país ha recibido ingresos por remesas que se han ubicado en máximos históricos, su efecto en el mercado laboral (y particularmente en la ocupación) podría ser más marcado que el encontrado en este estudio.

Relacionado con lo anterior, también se observa una relación negativa de la recepción de remesas con respecto a las horas trabajadas, la que oscila entre 0.7 y 1.3 horas semanales menos de parte de los receptores. No obstante, cuando se realizan las estimaciones por cada año, se observa que el potencial efecto de las remesas en las horas trabajadas ha sido decreciente, y en las últimas tres encuestas no se encuentra evidencia de reducción de las jornadas laborales de los receptores de remesas. Al realizar un análisis por deciles de ingresos, se observa un elevado grado de heterogeneidad en los resultados. Con esto, se puede argumentar que las remesas afectan las horas trabajadas de manera negativa (en términos agregados), pero eso está definido de manera heterogénea por estratos particulares de individuos, lo cual no permite extraer conclusiones generales aplicables a grupos de individuos con distintos ingresos.

Si bien la relación entre remesas y ocupación es robusta y homogénea en distintos grupos de individuos, los resultados pueden ser influenciados por la eventual causalidad reversa que caracteriza a la recepción de remesas y la ocupación, pues individuos desempleados pueden tener mayor posibilidad de recibir remesas, pero el recibir remesas también puede disminuir la participación laboral. De ese modo, los resultados encontrados deben ser tomados con prudencia, dado que no es fácil aislar la influencia

unidireccional de remesas a ocupación, al no poder controlar de forma dinámica la trayectoria laboral de los individuos. Esto puede ser estudiado a futuro haciendo uso de datos de panel.

A pesar de que las relaciones encontradas sugieren que las remesas se asocian con una menor ocupación, es fundamental profundizar en estudios futuros y determinar el efecto neto que pueden generar esos flujos a nivel doméstico, pues la literatura sugiere que estas también reducen la pobreza (Torres 2022), aumentan la movilidad social y el consumo (Andersen et al. 2005), afectando de manera positiva otros indicadores socio-económicos (Funkhouser 2006). Así, puede ser importante continuar explorando el efecto de las remesas en indicadores económicos clave del país. Por ejemplo, se puede analizar el efecto de las remesas en la oferta y la demanda agregada, para determinar si sus efectos en el equilibrio son positivos, ya que este es un tema fundamental en el contexto reciente donde las remesas han cobrado relevancia en la economía nicaragüense.

Referencias

- Acosta, P. (2011), 'School attendance, child labour, and remittances from international migration in El Salvador', *Journal of Development Studies* **47**(6), 913–936.
- Aggarwal, R., Demirgüç-Kunt, A. & Pería, M. S. M. (2011), 'Do remittances promote financial development?', *Journal of development economics* **96**(2), 255–264.
- Alcaraz, C., Chiquiar, D. & Salcedo, A. (2012), 'Remittances, schooling, and child labor in Mexico', *Journal of Development Economics* **97**(1), 156–165.
- Amuedo-Dorantes, C. & Pozo, S. (2006), 'Migration, remittances, and male and female employment patterns', *American Economic Review* **96**(2), 222–226.
- Amuedo-Dorantes, C. & Pozo, S. (2011), 'Remittances and income smoothing', *American Economic Review* **101**(3), 582–87.
- Andersen, L. E., Christensen, B. J. & Molina, O. (2005), 'The Impact of Aid on Recipient Behavior: A Micro-Level Dynamic Analysis of Remittances, Schooling, Work, Consumption, Investment and Social Mobility in Nicaragua', *Development Research Working Paper Series No. 02*.

- Anwar, A. & Afesorgbor, S. K. (2021), 'The effect of remittances on financial development: Evidence from a meta-analysis', *SSRN 3971871* .
- Anwar, A., Mang, C. F. & Plaza, S. (2021), 'Remittances and inequality: A meta-analytic review', *SSRN 3963494* .
- Azizi, S. (2018), 'The impacts of workers' remittances on human capital and labor supply in developing countries', *Economic Modelling* **75**, 377–396.
- BCIE (2021), Remesas en Centroamérica, rol del BCIE, Informe, BCIE, Tegucigalpa, Honduras.
- BCN (2022), Informe anual 2021, Informe, BCN, BCN. Managua, Nicaragua.
- BCN (2023), Informe anual 2022, Informe, BCN, BCN. Managua, Nicaragua.
- Bello, O. (2013), 'Remesas y tipo de cambio real en Nicaragua', *Documento de Trabajo BCN No. 013* .
- Cazachevici, A., Havranek, T. & Horvath, R. (2020), 'Remittances and economic growth: A meta-analysis', *World Development* **134**, 105021.
- Clarke, G. R. & Wallsten, S. (2003), 'Do remittances act like insurance? Evidence from a natural disaster in Jamaica', *Evidence from a Natural Disaster in Jamaica* .
- CMES (2021a), Complex Migration Trends from Latin America and the Caribbean Amidst the Global Pandemic, Report, CMES, Washington DC.
- CMES (2021b), Global flows of family remittances, resilience for families and economies, Report, CMES, Washington DC.
- Cox-Edwards, A. & Rodríguez-Oreggia, E. (2009), 'Remittances and labor force participation in Mexico: an analysis using propensity score matching', *World Development* **37**(5), 1004–1014.
- Doucoulagos, C., de Haan, J. & Sturm, J.-E. (2022), 'What drives financial development? a meta-regression analysis', *Oxford Economic Papers* **74**(3), 840–868.
- Drinkwater, S., Levine, P. & Lotti, E. (2003), *The labour market effects of remittances*, Hamburgisches Welt-Wirtschafts-Archiv.
- Fromentin, V. (2017), 'The long-run and short-run impacts of remittances on financial development in developing countries', *The Quarterly Review of Economics and Finance* **66**, 192–201.

- Funkhouser, E. (1992), 'Migration from Nicaragua: some recent evidence', *World development* **20**(8), 1209–1218.
- Funkhouser, E. (1995), 'Remittances from international migration: A comparison of El Salvador and Nicaragua', *The review of economics and statistics* pp. 137–146.
- Funkhouser, E. (2006), 'The effect of emigration on the labor market outcomes of the sender household: A longitudinal approach using data from Nicaragua', *Well-Being and Social Policy* **2**(2), 5–25.
- Giuliano, P. & Ruiz-Arranz, M. (2009), 'Remittances, financial development, and growth', *Journal of development economics* **90**(1), 144–152.
- Habib, H. (2022), 'Remittances and Labor Supply: Evidence from Tunisia', *Journal of the Knowledge Economy* pp. 1–30.
- Hagen-Zanker, J. & Siegel, M. (2007), 'The determinants of remittances: A review of the literature'.
- Hanson, G. H. (2005), 'Emigration, labor supply, and earnings in Mexico'.
- Hanson, G. H. (2007), *Emigration, remittances and labor force participation in Mexico (Working Paper ITD= Documento de Trabajo No. 28)*, Vol. 28, BID-INTAL.
- INIDE (2021), Informe de empleo de la encuesta continua de hogares (ECH), Reporte, INIDE, Managua, Nicaragua.
- Ivlevs, A. (2016), 'Remittances and informal work', *International Journal of Manpower* .
- Jadotte, E. & Ramos, X. (2016), 'The effect of remittances on labour supply in the republic of Haiti', *The Journal of Development Studies* **52**(12), 1810–1825.
- Justino, P. & Shemyakina, O. N. (2012), 'Remittances and labour supply in post-conflict Tajikistan', *IDS Working Papers* **2012**(388), 1–37.
- Killingsworth, M. R. (1983), *Labor supply*, Vol. 1, Cambridge university press Cambridge.
- Kim, N. (2007), *The impact of remittances on labor supply: The case of Jamaica*, Vol. 4120, World Bank Publications.

- Koenker, R. & Hallock, K. F. (2001), 'Quantile regression', *Journal of Economic Perspectives* **15**(4), 143–156.
- Mishra, P. (2007), 'Emigration and wages in source countries: Evidence from Mexico', *Journal of development economics* **82**(1), 180–199.
- Mundaca, B. G. (2009), 'Remittances, financial market development, and economic growth: the case of Latin America and the Caribbean', *Review of development economics* **13**(2), 288–303.
- Murakami, E., Yamada, E. & Sioson, E. P. (2021), 'The impact of migration and remittances on labor supply in Tajikistan', *Journal of Asian Economics* **73**, 101268.
- Ndiaye, A. S., Niang, O. K., Dedehouanou, S. & Ndione, Y. C. (2016), 'Migration, remittances, labour market and human capital in Senegal'.
- Oeking, A., Ernst, E., Chami, M. R., Fullenkamp, C. et al. (2018), 'Are Remittances Good for Labor Markets in LICs, MICs and Fragile States? Evidence from corss-country data', *International Monetary Fund* .
- OIT (2016), 'La migración laboral en América Latina y el Caribe', *Diagnóstico, estrategia y líneas de acción de la OIT en la región. Perú: Organización Internacional del Trabajo* .
- Orozco, M. (2002), 'Globalization and migration: The impact of family remittances in Latin America', *Latin American politics and society* **44**(2), 41–66.
- Rodriguez, E. R. & Tiongson, E. R. (2001), 'Temporary migration overseas and household labor supply: evidence from urban philippines', *International Migration Review* **35**(3), 709–725.
- Schumann, N. (2013), 'Differential labor supply response to remittances with respect to human capital', *University of Zurich, Center for International and Comparative Studies* .
- Sousa, L. & García-Suaza, A. F. (2018), 'Remittances and labor supply in the Northern Triangle', *World Bank Policy Research Working Paper No. 8597* .
- Stanley, T. D. & Doucouliagos, H. (2012), *Meta-regression analysis in economics and business*, routledge.

- Stuart, E. A. (2010), 'Matching methods for causal inference: A review and a look forward', *Statistical Science* **25**(1), 1.
- Torres, N. (2022), 'Remesas en Nicaragua y su incidencia en la pobreza', *Revista de Economía y Finanzas* **9**(1), 138–176.
- Woodruff, C. M. & Zenteno, R. (2007), 'Remittances and microenterprises in Mexico', *UCSD, Graduate School of International Relations and Pacific Studies Working Paper* .
- Yang, D. & Choi, H. (2007), 'Are remittances insurance? Evidence from rainfall shocks in the Philippines', *The World Bank Economic Review* **21**(2), 219–248.

A. Anexos

TABLA A1: Descripción de las Variables

Variable	Descripción
Recibe remesas	Variable dicotómica que identifica a individuos que reciben remesas internacionales.
Ocupación	Individuos que se encontraban realizando alguna actividad laboral en la semana previa a la encuesta.
Horas	Horas semanales trabajadas en la ocupación principal.
Ingreso <i>per cápita</i>	Ingreso laboral total de ocupaciones principales y secundarias por individuos del hogar.
Integrantes	Cantidad de miembros del hogar.
Área	Área geográfica (urbana o rural) donde se ubica el hogar.
Edad	Edad de los individuos del hogar.
Educación	Variable ordinal que identifica el máximo nivel educativo de los individuos.
Género	Variable que identifica el género masculino o femenino de los individuos.
Estado civil	Identifica a individuos en relación (i.e., en unión o casados) e individuos sin una relación (e.g., solteros, separados, divorciados, viudos).
Pobreza	Indicador de pobreza por ingresos de los hogares.
Decil de ingresos	Grupos de hogares que concentran el 10 por ciento de los ingresos laborales. Grupos de 10 por ciento de los hogares ordenados por ingresos laborales.

Fuente: Elaboración propia.

TABLA A2: Remesas por Zona Geográfica de los Hogares

Año	Urbana			Rural			Ratio
	Hogares	Media	Mediana	Hogares	Media	Mediana	
2001	114,900	221.8	50.0	28,806	224.1	27.4	1.0
2005	137,926	97.7	50.0	41,127	52.9	35.0	0.5
2009	140,630	115.7	75.0	37,314	67.6	50.0	0.6
2014	158,675	148.6	100.0	59,725	86.4	60.0	0.6

Nota:—Estimaciones poblacionales.

Fuente: Elaboración propia.

TABLA A3: Remesas por Género de Jefes de Hogar

Año	Hombres			Mujeres			Ratio
	Hogares	Media	Mediana	Hogares	Media	Mediana	
2001	84,828	187.4	36.1	58,878	272.5	80.3	1.5
2005	96,029	67.6	40.0	83,024	110.2	75.0	1.6
2009	88,212	87.4	50.0	89,732	123.4	90.0	1.4
2014	101,164	107.1	60.0	117,236	152.7	100.0	1.4

Nota:—Estimaciones poblacionales.

Fuente: Elaboración propia.

TABLA A4: Porcentaje de Ocupación por Sexo y Área Geográfica

Año	Urbano		Rural		Ratio (H/M)	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Urbano	Rural
2001	67.5	42.7	82.6	28.6	1.6	2.9
2005	69.0	42.5	86.2	28.7	1.6	3.0
2009	66.1	44.7	81.8	28.4	1.5	2.9
2014	68.7	49.5	84.6	30.4	1.4	2.8

Nota:—Incluye información de personas de 14 años o más. Estimaciones poblacionales.

Fuente: Elaboración propia.

TABLA A5: Porcentaje de Ocupación por Departamento

Departamento	2001		2005		2009		2014	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
Managua	65.2	40.8	69.7	40.0	64.1	45.3	68.8	49.7
Granada	65.4	40.1	69.9	38.0	66.0	34.4	76.0	41.5
Carazo	66.3	40.9	73.1	33.1	60.8	44.9	62.3	49.2
Masaya	71.0	44.2	73.1	47.5	72.8	47.2	71.8	55.0
Rivas	72.6	28.9	76.5	35.2	75.5	32.0	75.2	47.2
RACCN	72.9	35.6	80.6	31.3	78.9	31.3	82.2	31.3
Chinandega	74.0	42.5	75.8	40.8	70.4	41.3	69.7	45.7
Estelí	77.3	34.2	81.6	41.2	74.0	37.8	79.7	43.9
Nueva Segovia	77.3	34.2	86.0	33.2	89.1	37.4	76.7	34.0
León	77.8	45.6	71.3	44.2	68.9	36.5	63.0	41.5
Matagalpa	79.0	29.6	79.7	29.2	83.1	29.7	82.9	34.2
Río San Juan	80.4	32.1	86.8	30.0	79.3	28.3	89.0	47.5
Boaco	81.3	32.3	85.5	37.1	77.1	30.6	75.4	34.2
Chontales	81.5	31.2	78.6	34.7	70.3	35.3	78.5	38.8
Madriz	82.5	33.5	85.3	34.8	70.2	33.1	73.3	32.7
RACCS	83.8	33.3	84.6	30.1	85.8	31.8	88.9	38.1
Jinotega	89.2	26.8	85.3	31.3	86.8	38.2	88.3	29.6

Nota: Incluye información de personas de 14 años o más. Estimaciones poblacionales, ordenadas de menor a mayor ocupación masculina. RACCN y RACCS: Región Autónoma de la Costa Caribe Norte y Sur, respectivamente. Fuente: Elaboración propia.

TABLA A6: Ratio de Remesas a Ingresos Laborales por Persona por Deciles

Decil	Observaciones	Media	Máximo	Mínimo	Desviación	p1	p50	p99
EMNV 2001								
1	167,472	3.10	24.12	0.01	5.34	0.01	0.37	23.45
2	110,288	1.36	16.85	0.00	3.11	0.01	0.20	14.29
3	119,128	0.72	6.43	0.00	1.42	0.00	0.16	6.43
4	67,236	1.11	17.23	0.00	2.43	0.00	0.15	15.31
5	68,387	0.58	4.69	0.01	0.98	0.01	0.08	4.58
6	93,267	0.39	4.20	0.00	0.84	0.00	0.10	3.51
7	41,617	0.30	3.83	0.00	0.74	0.00	0.06	3.83
8	19,393	0.24	3.28	0.00	0.49	0.00	0.08	3.28
9	14,691	0.31	1.65	0.01	0.50	0.01	0.05	1.65
10	1,916	0.01	0.03	0.01	0.01	0.01	0.01	0.03
EMNV 2005								
1	189,914	1.58	16.70	0.00	2.65	0.02	0.63	12.75
2	120,752	0.50	6.34	0.00	0.76	0.00	0.28	4.05
3	102,741	0.43	4.18	0.00	0.64	0.00	0.16	2.95
4	103,373	0.26	1.99	0.00	0.32	0.00	0.17	1.86
5	98,306	0.26	1.86	0.00	0.37	0.00	0.14	1.86
6	64,809	0.30	1.68	0.00	0.32	0.01	0.24	1.34
7	54,100	0.15	1.11	0.00	0.22	0.00	0.08	1.11
8	31,882	0.15	1.43	0.00	0.18	0.00	0.06	0.98
9	32,617	0.15	0.63	0.00	0.16	0.01	0.11	0.63
10	478	0.06	0.11	0.01	0.05	0.01	0.01	0.11
EMNV 2009								
1	266,027	1.41	23.60	0.01	3.04	0.01	0.46	16.24
2	125,496	0.37	4.06	0.00	0.54	0.01	0.21	4.06
3	76,026	0.27	3.08	0.00	0.38	0.01	0.15	1.87
4	61,060	0.21	1.35	0.00	0.26	0.00	0.13	1.28
5	71,179	0.21	2.92	0.00	0.36	0.00	0.08	1.27
6	50,290	0.15	1.27	0.00	0.19	0.00	0.10	1.27
7	26,810	0.12	1.02	0.00	0.18	0.00	0.07	1.02
8	20,193	0.09	1.07	0.00	0.10	0.00	0.07	0.24
9	14,639	0.09	0.64	0.00	0.11	0.00	0.05	0.64
10	6,822	0.06	0.55	0.00	0.11	0.00	0.02	0.55
EMNV 2014								
1	342,812	1.14	20.31	0.00	2.43	0.01	0.35	13.04
2	153,292	0.29	3.95	0.00	0.41	0.00	0.18	1.83
3	95,628	0.25	3.05	0.00	0.45	0.00	0.13	2.76
4	66,577	0.30	5.55	0.00	0.64	0.01	0.16	5.55
5	49,355	0.19	1.38	0.00	0.24	0.00	0.11	1.04
6	63,506	0.19	1.35	0.00	0.23	0.01	0.12	1.15
7	41,045	0.13	1.04	0.00	0.16	0.00	0.08	0.62
8	20,590	0.15	3.37	0.00	0.44	0.00	0.06	3.37
9	14,950	0.16	0.91	0.00	0.24	0.00	0.03	0.91
10	3,564	0.02	0.04	0.00	0.02	0.00	0.00	0.04

Fuente:—Elaboración propia.

TABLA A7: Relación de Remesas y Ocupación con Modelo Probabilístico

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	Dependiente: Ocupación									
Recibe remesas	-0.09*** (0.00)	-0.07*** (0.00)	-0.07*** (0.00)	-0.06*** (0.00)	-0.07*** (0.00)	-0.07*** (0.00)	-0.07*** (0.00)	-0.05*** (0.00)	-0.05*** (0.00)	-0.05*** (0.00)
Log. Ingreso PC		0.06*** (0.00)	0.06*** (0.00)	0.06*** (0.00)	0.06*** (0.00)	0.05*** (0.00)	0.04*** (0.00)	0.04*** (0.00)	0.04*** (0.00)	0.03*** (0.00)
Integrantes H		-0.01*** (0.00)	-0.01*** (0.00)	-0.01*** (0.00)	-0.01*** (0.00)	-0.00*** (0.00)	-0.01*** (0.00)	-0.00*** (0.00)	-0.01*** (0.00)	-0.00*** (0.00)
Área				-0.04*** (0.00)	-0.04*** (0.00)	-0.06*** (0.00)	-0.04*** (0.00)	-0.03*** (0.00)	-0.03*** (0.00)	-0.03*** (0.00)
Edad					0.00*** (0.00)	0.00*** (0.00)	0.00*** (0.00)	0.00*** (0.00)	0.00*** (0.00)	0.00*** (0.00)
Educación						0.03*** (0.00)	0.03*** (0.00)	0.03*** (0.00)	0.03*** (0.00)	0.03*** (0.00)
Género							0.32*** (0.00)	0.31*** (0.00)	0.31*** (0.00)	0.31*** (0.00)
Estado civil								0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
Pobreza								-0.10*** (0.00)	-0.10*** (0.00)	-0.10*** (0.00)
Decil ing.								0.02*** (0.00)	0.02*** (0.00)	0.01*** (0.00)
Observaciones [†]	26.71	25.95	25.95	25.95	25.95	25.95	25.95	25.95	25.95	25.95
EF tiempo	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
EF departamento	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí

Nota: -Datos poblacionales expandidos con el factor de expansión de consumo de INIDE. [†] millones de observaciones. Errores estándar robustos entre paréntesis, agrupados a nivel de hogar. Incluye información de personas en edad laboral. *, **, *** significancia estadística al 10, 5 y 1 por ciento, respectivamente.
Fuente: Elaboración propia.

TABLA A8: Relación de Remesas y Ocupación por Deciles de Ingresos

Variables	Dependiente: Ocupación								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Decil 1								
Remesas [†]	-0.08***	-0.08***	-0.08***	-0.07***	-0.07***	-0.07***	-0.06***	-0.05***	-0.05***
Remesas [‡]	-0.08***	-0.08***	-0.07***	-0.06***	-0.06***	-0.06***	-0.04**	-0.04**	-0.03*
	Decil 2								
Remesas [†]	-0.06***	-0.06***	-0.06***	-0.05***	-0.06***	-0.06***	-0.06***	-0.05***	-0.04***
Remesas [‡]	-0.07***	-0.07***	-0.07***	-0.06***	-0.06***	-0.06***	-0.05***	-0.04**	-0.04**
	Decil 3								
Remesas [†]	-0.07***	-0.07***	-0.07***	-0.07***	-0.07***	-0.08***	-0.07***	-0.06***	-0.06***
Remesas [‡]	-0.07***	-0.07***	-0.07***	-0.06***	-0.07***	-0.07***	-0.06***	-0.05***	-0.04***
	Decil 4								
Remesas [†]	-0.07***	-0.07***	-0.07***	-0.07***	-0.08***	-0.08***	-0.08***	-0.07***	-0.07***
Remesas [‡]	-0.10***	-0.10***	-0.10***	-0.09***	-0.10***	-0.10***	-0.10***	-0.09***	-0.08***
	Decil 5								
Remesas [†]	-0.05***	-0.05***	-0.05***	-0.05***	-0.05***	-0.06***	-0.06***	-0.05***	-0.05***
Remesas [‡]	-0.06***	-0.06***	-0.06***	-0.05***	-0.05***	-0.06***	-0.05***	-0.05***	-0.04**
	Decil 6								
Remesas [†]	-0.06***	-0.06***	-0.06***	-0.06***	-0.07***	-0.07***	-0.06***	-0.05***	-0.05***
Remesas [‡]	-0.06***	-0.06***	-0.06***	-0.05***	-0.06***	-0.06***	-0.05***	-0.05***	-0.04***
	Decil 7								
Remesas [†]	-0.06**	-0.06**	-0.05**	-0.05**	-0.06**	-0.06***	-0.05**	-0.03	-0.03
Remesas [‡]	-0.08***	-0.08***	-0.08***	-0.08***	-0.09***	-0.09***	-0.09***	-0.08***	-0.08***
	Decil 8								
Remesas [†]	-0.05*	-0.05*	-0.06**	-0.06**	-0.07***	-0.08***	-0.07**	-0.06**	-0.06**
Remesas [‡]	-0.05***	-0.05***	-0.05***	-0.05***	-0.05***	-0.06***	-0.06***	-0.04***	-0.04***
	Decil 9								
Remesas [†]	-0.07**	-0.07**	-0.07**	-0.07**	-0.07**	-0.06*	-0.06*	-0.04	-0.03
Remesas [‡]	-0.06***	-0.06***	-0.05***	-0.06***	-0.06***	-0.07***	-0.06***	-0.05***	-0.05***
	Decil 10								
Remesas [†]	-0.07	-0.08	-0.05	-0.05	-0.06	-0.03	-0.04	-0.01	-0.01
Remesas [‡]	-0.06***	-0.06***	-0.06***	-0.06***	-0.06***	-0.07***	-0.06***	-0.04***	-0.04***
EF tiempo	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
EF departmto.	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí

Nota:—Datos poblacionales expandidos con el factor de expansión de consumo de INIDE. Las estimaciones incorporan constante y las covariables mostradas en la Tabla 5, las que se omiten por temas de espacio. † decil por grupos que concentran el 10 por ciento de los ingresos. ‡ decil de grupos de 10 por ciento de los hogares ordenados por ingresos. Estimaciones robustas a heteroscedasticidad. Errores agrupados a nivel de hogar. Incluye información de personas en edad laboral, 14 años o más. *, **, *** significancia estadística al 10, 5 y 1 por ciento, respectivamente. Fuente: Elaboración propia.

TABLA A9: Efecto de las Remesas en la Ocupación por Rango Etario

Variables	Dependiente: Ocupación							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
				14 a 20 años				
Recibe remesas	-0.07*** (0.01)	-0.07*** (0.01)	-0.05*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	-0.03*** (0.00)
				21 a 30 años				
Recibe remesas	-0.07*** (0.01)	-0.07*** (0.01)	-0.07*** (0.01)	-0.06*** (0.01)	-0.07*** (0.01)	-0.07*** (0.01)	-0.07*** (0.01)	-0.07*** (0.00)
				31 a 40 años				
Recibe remesas	-0.02** (0.01)	-0.02* (0.01)	-0.03** (0.01)	-0.03*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.04*** (0.00)
				41 a 50 años				
Recibe remesas	-0.03*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.05*** (0.01)	-0.03** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.04*** (0.00)
				51 a 60 años				
Recibe remesas	-0.06*** (0.01)	-0.06*** (0.01)	-0.05*** (0.01)	-0.07*** (0.01)	-0.03** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.04*** (0.00)
				61 a más años				
Recibe remesas	-0.06*** (0.01)	-0.06*** (0.01)	-0.05*** (0.01)	-0.05*** (0.01)	-0.03* (0.01)	-0.02* (0.01)	-0.03* (0.01)	-0.03*** (0.00)
EF tiempo	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
EF departamento	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí

Nota: Datos poblacionales expandidos con el factor de expansión de consumo de INIDE. Las estimaciones incorporan constante y las covariables mostradas en la Tabla 5, que se omiten por temas de espacio. Errores estándar robustos en paréntesis, agrupados a nivel de hogar. *, **, *** significancia estadística al 10, 5 y 1 por ciento, respectivamente.
Fuente: Elaboración propia.

TABLA A10: Remesas y Horas Trabajadas por Deciles de Ingresos

Variables	Dependiente: Horas Trabajadas									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	Decil 1									
Remesas [†]	0.70	0.89	0.77	0.37	0.28	0.18	0.70	1.17	1.16	1.16
Remesas [‡]	3.91**	3.98**	3.99**	3.64*	2.90	2.84	3.33*	3.61*	3.63*	3.63*
	Decil 2									
Remesas [†]	0.03	0.01	-0.06	-0.49	-0.50	-0.45	-0.46	-0.34	-0.57	-0.57
Remesas [‡]	-1.55	-1.45	-1.68	-2.17	-2.06	-2.19	-1.90	-0.90	-0.82	-0.82
	Decil 3									
Remesas [†]	-0.43	-0.40	-0.66	-0.78	-0.80	-0.83	-0.85	-0.86	-0.92	-0.92
Remesas [‡]	-2.46	-2.37	-2.40	-2.71	-2.71	-2.79	-1.82	-1.39	-1.43	-1.43
	Decil 4									
Remesas [†]	0.31	0.38	0.48	0.34	0.36	0.23	0.24	0.61	0.58	0.58
Remesas [‡]	5.03***	4.91***	4.35***	4.02**	3.85**	3.79**	3.84**	3.86**	3.66**	3.63**
	Decil 5									
Remesas [†]	-2.08	-2.12	-2.14	-2.27	-2.21	-2.17	-2.39	-2.12	-2.10	-2.10
Remesas [‡]	-1.58	-1.60	-1.65	-1.94	-1.91	-1.87	-1.80	-1.60	-1.76	-1.76
	Decil 6									
Remesas [†]	-0.05	-0.05	-0.11	-0.04	0.00	-0.02	0.06	0.09	-0.03	-0.03
Remesas [‡]	0.58	0.57	0.49	0.26	0.22	0.24	0.00	0.05	0.01	0.01
	Decil 7									
Remesas [†]	-3.04*	-2.99*	-2.65	-2.55	-2.68	-2.72	-2.60	-2.36	-2.57	-2.57
Remesas [‡]	-0.88	-0.93	-0.70	-0.80	-0.83	-0.96	-0.79	-0.71	-0.72	-0.72
	Decil 8									
Remesas [†]	2.61	2.33	2.36	1.64	1.45	1.60	1.76	2.64	2.75	2.75
Remesas [‡]	-0.65	-0.58	-0.54	-0.70	-0.63	-0.65	-1.03	-0.75	-0.85	-0.90
	Decil 9									
Remesas [†]	-1.39	-1.28	-1.10	-1.39	-0.85	-0.83	-0.63	-0.57	-0.57	-0.57
Remesas [‡]	-1.27	-1.25	-1.23	-1.28	-1.20	-1.17	-1.02	-0.93	-1.04	-1.02
	Decil 10									
Remesas [†]	-9.92*	-9.82*	-7.38	-6.55	-7.33	-6.58	-6.96	-5.64	-9.12	-9.12
Remesas [‡]	-1.52	-1.55	-1.37	-1.57	-1.52	-1.51	-1.37	-1.04	-1.16	-1.20
EF tiempo	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
EF departamento	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí

Nota:—Datos poblacionales expandidos con el factor de expansión de consumo de INIDE. Las estimaciones incorporan constante y las covariables mostradas en la Tabla A9, las que se omiten por temas de espacio. † decil por grupos que concentran el 10 por ciento de los ingresos. ‡ decil de grupos de 10 por ciento de los hogares ordenados por ingresos. Estimaciones robustas a heteroscedasticidad. Errores estándar agrupados a nivel de hogar. Se incluye información de personas en edad laboral. *, **, *** significancia estadística al 10, 5 y 1 por ciento, respectivamente. 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. Estos 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 \LaTeX a los editores de la Revista. El trabajo debe contar con un máximo de 30 páginas de contenido principal, excluyendo bibliografía y anexos. Debe incluir, además, los datos del(los) autor(es) y un resumen con un máximo de 200 palabras.

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 detallado proceso de revisión, similar al que se aplica en la mayoría de las revistas científicas.

Los trabajos se deben enviar a:

Oficina de Acceso a la Información Pública (OAIP)

Correo: oaip@bcn.gob.ni

Banco Central de Nicaragua

Teléfono: (505) 2255-7171

