

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

Jeffrey Wilber Serrano Hernández*

Resumen

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

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

Códigos JEL: E43, G21.

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

1. Introducción

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

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

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

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

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

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

2. Revisión de literatura

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

3. Las tasas de interés en Nicaragua

3.1. La política monetaria en Nicaragua

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

3.3. La tasa internacional como anclaje de las variables domésticas

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

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

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

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

4. Información empírica y método

4.1. Descripción de los datos

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

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

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

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

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

Instituciones Financieras (SIBOIF) y del BCN.

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

4.2. Enfoque metodológico

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

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

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

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

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

Donde:

tpc: tasa pasiva del SFN para depósitos en córdobas.

tpd: tasa pasiva del SFN para depósitos en dólares.

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

bcn: tasa de letras del BCN.

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

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

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

Reparametrizando (1), el vector quedaría denotado por,

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

Donde:

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

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

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

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

Donde:

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

T = número de observaciones utilizadas.

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

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

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

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

Donde liq: grado de liquidez del SFN.

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

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

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

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

4.3. Estimación de la Asimetría

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

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

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

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

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

Donde:

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

5. Resultados

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

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

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

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

TABLA 1: Vectores de cointegración

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

Nota: Errores estándar en paréntesis.

Fuente: Elaboración propia.

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

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

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

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

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

TABLA 2: Ecuaciones de corto plazo

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

Nota: Errores estándar en paréntesis.

Fuente: Elaboración propia.

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Fuente: Elaboración propia.

6. Análisis de robustez

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Fuente: Elaboración propia.

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

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

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

TABLA 5: Ecuaciones de corto plazo

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

Nota: Errores estándar en paréntesis.

Fuente: Elaboración propia.

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

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

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

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

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

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

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

Fuente: Elaboración propia.

7. Conclusiones

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Referencias

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

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

A. Anexos

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

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

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

Fuente: Elaboración propia.

TABLA A2: Test de Raíz Unitaria de DF aumentado

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

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

Fuente: Elaboración propia.

TABLA A3: Test de Raíz Unitaria DF con cambio estructural

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

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

Fuente: Elaboración propia

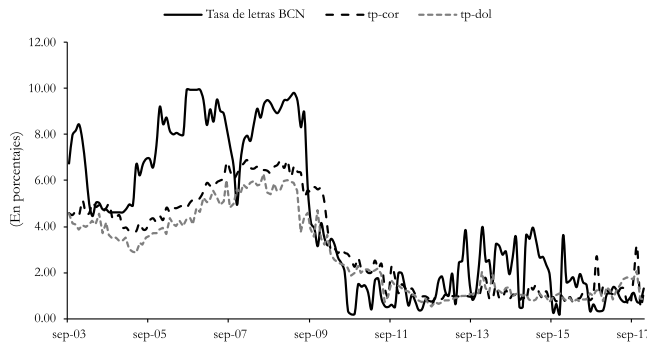
TABLA A4: Test de cointegración de Johansen

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

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

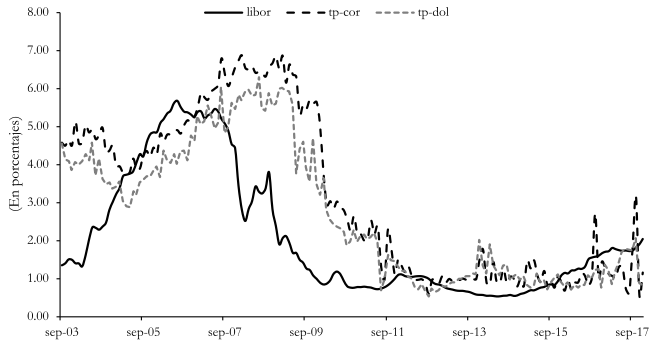
Fuente: Elaboración propia.

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



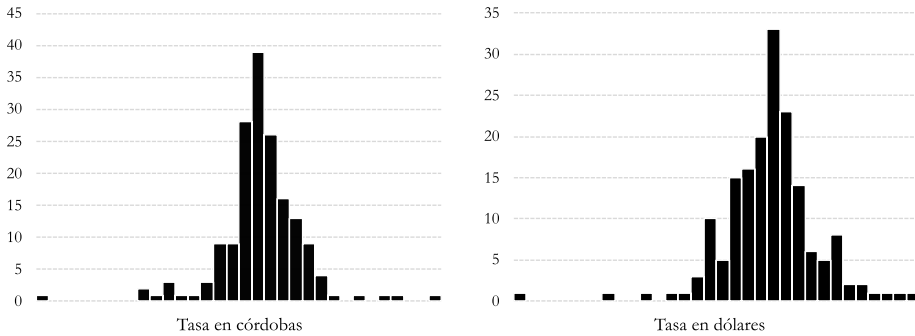
Fuente: Elaboración propia con base a estadísticas del BCN y FRED.

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



Fuente: Elaboración propia con base a estadísticas del BCN.

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



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

Fuente:Elaboración propia con base a estadísticas del BCN.