



CONSEJO MONETARIO
CENTROAMERICANO

Revista de Economía de Centroamérica y
República Dominicana

<http://www.secmca.org/recard>

Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario
Centroamericano

Volumen IV
2023



Índice general

Acerca de la RECARD	iii
---------------------	-----

Consejo Editorial	v
-------------------	---

Artículos

Estimación de la Tasa de Interés Neutral en Honduras	1
Cristian Cruz Torres	

Volatilidad del Precio del Petróleo y Efecto Traspaso Sobre la Economía Dominicana	25
Juan Quiñónez Wu & Nerys Ramírez Mordán	

Análisis de la competencia del Sistema Bancario Nicaragüense	49
Adolfo Enrique Rocha Santana	

Efecto de shocks de los términos de intercambio en el ciclo económico de Honduras	85
Giancarlo Oseguera Álvarez	



Acerca de la RECARD

La Revista Económica de Centroamérica y República Dominicana (RECARD) es una publicación económica anual, de acceso abierto del [Consejo Monetario Centroamericano \(CMCA\)](http://www.secmca.org/recard/). Su objetivo es promover y difundir el conocimiento económico en general, a partir de investigaciones inéditas realizadas por los bancos centrales de la región o por investigadores externos, sobre temas de política económica de la región en general, o de los países miembros del CMCA en particular. Entre los temas que se abordarán en la RECARD se encuentran:

- Macroeconomía
- Economía monetaria
- Estabilidad financiera
- Regulación y supervisión
- Intermediación financiera
- Finanzas y mercados de capitales
- Sistemas de pagos
- Políticas públicas
- Microeconomía
- Econometría y modelación

Esta revista se publica en formato electrónico en el sitio <http://www.secmca.org/recard>.



Consejo Editorial

El Consejo Editorial de la RECARD está integrado por un representante titular y un suplente, seleccionados de entre los funcionarios cuyas atribuciones estén vinculadas al área económica, designados por el presidente o gobernador o por quien tenga la autoridad correspondiente, de cada Banco Central miembro del Consejo Monetario Centroamericano.

Actualmente, los miembros titulares son:

Evelyn Muñoz Salas	Banco Central de Costa Rica
Carlos Sanabria Coto	Banco Central de Reserva de El Salvador
Juan Carlos Castañeda Fuentes	Banco de Guatemala
Elvis Teodoro Casco Alfaro	Banco Central de Honduras
Mario Alberto Aráuz Torres (editor)	Banco Central de Nicaragua
Nabil López Hawa	Banco Central de la República Dominicana

El trabajo técnico de la RECARD es coordinado por Wilfredo Díaz y Juan Quiñónez, funcionarios de la SECMCA.

Estimación de la Tasa de Interés Neutral en Honduras

Cristian Cruz Torres ¹

Resumen

La tasa de interés neutral se define como aquella tasa de interés real en la cual la economía alcanza su nivel potencial de crecimiento y la inflación converge a la tasa objetivo a lo largo del tiempo. Proporciona un punto de referencia para medir la postura de la política monetaria, siendo la política expansiva si la tasa de interés real se encuentra por debajo de la tasa neutral y siendo la política contractiva si la tasa de interés real se encuentra por encima de la tasa neutral. Una característica de la tasa de interés neutral es que no es observable y cambia en el tiempo, por tanto es necesario estimarla. En este artículo se estima la tasa de interés neutral en Honduras usando diferentes metodologías como el filtro de Kalman para modelos en espacio de estados (SS), VAR con parámetros variando en el tiempo (TVP-VAR), modelos de regresión con contracción en los parámetros variando en el tiempo (RegTVP) y diferentes filtros estadísticos. Los datos corresponden a la tasa de política monetaria, tasa interbancaria, variación interanual del IPC, expectativas de inflación, producto interno bruto real y variación interanual del salario en el período de 2002Q1 hasta 2021Q4. Los resultados indican que en promedio las estimaciones de la tasa neutral oscila entre 4.9% y 5.1% en valores nominales.

Clasificación JEL: C01, C32, C51, C65, E43.

Palabras clave: Estimación de la Tasa de Interés Neutral en Honduras.

1 Introducción

Desde que Knut Wicksell introdujo en 1898 el concepto de tasa de interés neutral, esta ha jugado un papel central en la teoría macroeconómica y monetaria Wicksell (1898). La tasa de interés real neutral o de equilibrio proporciona un punto de referencia para medir la postura de la política monetaria, siendo la política expansiva (contractiva) si la tasa de interés real a corto plazo se encuentra por debajo (por encima) de la tasa neutral. Wicksell propuso diferentes definiciones de la tasa de interés neutral usando tres conceptos alternativos: 1) tasa de interés que iguala el ahorro y la inversión, 2) la productividad marginal de capital y 3) la tasa de interés que es consistente con la estabilidad de precios agregados.

¹ Banco Central de Honduras cristian.cruz@bch.hn

*Las opiniones y comentarios expresados en este documento son responsabilidad del autor.

Por otro lado, Greenspan ([1993](#)) define la tasa de interés neutral como aquella tasa de interés real que hace que la economía se mantenga en su nivel potencial a lo largo del tiempo. Woodford ([2003](#)) la detalla como la tasa de interés real en un modelo de equilibrio general con precios flexibles, es decir, un modelo en un entorno sin fricciones nominales. Laubach y Williams ([2003](#)), la describen como aquella tasa de interés con la cual la economía alcanza su nivel potencial de crecimiento y la inflación converge a la tasa objetivo, lo cual es consistente con las definiciones mencionadas anteriormente. La noción de tasa neutral tiene implícito el concepto de equilibrio que permite conocer si la política monetaria está siendo expansiva o contractiva, al comparar la tasa de política monetaria con esta tasa de referencia. Es importante notar, que en todas estas definiciones se refieren a una tasa de interés neutral que varía en el tiempo, como respuesta a los choques reales que afectan a una economía.

Conocer la tasa de interés neutral es relevante para los bancos centrales porque les ayuda a determinar la postura de política monetaria. A pesar de su importancia, la tasa neutral es un indicador exclusivo para la política monetaria, esta no es observable y debe inferirse utilizando métodos cuantitativos que están sujetos a una importante incertidumbre estadística y puede variar en el tiempo debido a cambios en factores estructurales y transitorios. Los bancos centrales requieren contar con una estimación lo más precisa posible del probable valor de la tasa de interés de equilibrio o neutral, permitiendo contar con una referencia para fijar una tasa de política monetaria que no genere desequilibrios en la economía.

Dado que la tasa de interés neutral no es directamente observable y cambia en el tiempo, esto puede ser debido a diversos factores económicos que afectan el ahorro y la inversión, entre los cuales se puede mencionar: la tasa de crecimiento potencial de la economía, el incremento y la estructura por edades de la población, los arreglos institucionales y la regulación, así como la propensión al riesgo y cómo éste se valúa en las tasas de interés de mercado. Además, en el entorno de una economía abierta juega un papel importante la influencia que puedan ejercer las tasas de interés internacionales (Sánchez et al. [2021](#)).

Derivado de lo anterior, el objetivo de este trabajo es estimar la tasa de interés neutral en Honduras durante el periodo 2002Q1 hasta 2021Q4, utilizando diferentes enfoques metodológicos. Primero, la propuesta por Laubach y Williams ([2003](#)). Segundo, un modelo TVP-VAR, mencionado en la literatura como un diseño explícitamente para una economía pequeña y abierta, con una variante para incluir contracción en los parámetros. Finalmente, se aplican los filtros tradicionales de series de tiempo y se contrasta su estimación con las metodologías anteriores.

Los resultados obtenidos con todas las técnicas utilizadas revelan una estimación para la Tasa de Interés Neutral en valores nominales que va desde 4.6% hasta 5.8% y de 0.4% hasta 1.6% para valores reales, como promedio para el período analizado; de igual forma, se encontró que en los últimos años la tasa ha mostrado una reducción gradual originada en parte a la baja registrada en la Tasa de Política Monetaria (TPM) en años recientes.

Este artículo está estructurado de la siguiente forma, en la sección 2 se hace una revisión de la literatura. En la sección 3 se define la tasa de interés neutral y se presenta su modelación empírica. En la sección 4 se proponen los diferentes modelos usados en este artículo. En la sección 5 se hace

una descripción de los datos utilizados. En la sección 6 se analizan los resultados obtenidos. En la sección 7 se presentan las principales conclusiones.

2 Literatura Relacionada

Existe una gran cantidad de literatura que reporta esfuerzos metodológicos para llevar a cabo la estimación de la tasa de interés neutral, encontrándose modelos sofisticados que van desde los de equilibrio general dinámico hasta los modelos estructurales de series de tiempo. La primera propuesta de un modelo estructural para la estimación de la tasa de interés neutral fue elaborada por Laubach y Williams (2003) luego fue extendida por Holston et al. (2017).

Diversos autores han sugerido diferentes metodologías para realizar estimaciones de la tasa de interés neutral: como se mencionó Laubach y Williams (2003) para los Estados Unidos de América (EUA). Wynne y Zhang (2018) realizaron la estimación para el mismo país y Japón en un ambiente de economía abierta de dos países utilizando Filtro de Kalman en un contexto bayesiano. Chen y Karp (2018) lo hicieron para Canadá, EUA y México siguiendo el modelo propuesto por Laubach y Williams. Holston et al. (2017) extienden el modelo original propuesto por Laubach y Williams en 2003 y lo usan para estimar la tasa de interés neutral de EUA, Canadá, Reino Unido y la Unión Europea. Brand et al. (2018) realizaron el cálculo para EUA y la Unión Europea. Finalmente, Brubakk et al. (2018) obtuvieron la tasa de interés para Noruega usando modelos en espacio de estado y vectores autoregresivos con parámetros variando en el tiempo (TVP-VAR, por sus siglas en inglés).

En la región de los países de Latinoamérica, se han hecho estudios para obtener la tasa de interés neutral, entre los que se pueden mencionar: Chen y Karp (2018) y Carrillo et al. (2018) para México; Barcellos y Portugal (2009) y Moreira y Portugal (2019) para Brasil; Fuentes y Gredig (2007) para Chile; Castillo et al. (2006) para Perú; Gonzalez et al. (2013) para Colombia; Cartaya y Vivas (2007) para Venezuela; Estrada y Zeballos (2018) para Bolivia; Brum et al. (2010) para Uruguay; Paredes et al. (2013) para República Dominicana; Dacass (2012) para Jamaica; Morán (2013) para Guatemala; Muñoz-Salas y Rodríguez-Vargas (2017) para Costa Rica y Álvarez (2017) para Honduras.

Cabe mencionar, comparado con el artículo de Álvarez (2017) la innovación en este documento es metodológica, en el artículo de Álvarez (2017) se usaron datos trimestrales del periodo 2005-2016, estimando la tasa de interés neutral con los filtros de Hodrick-Prescott, Baxter-King, criterio de paridad descubierta y el filtro de Kalman. En este trabajo, se utilizan datos trimestrales en el periodo 2002-2021, se propone realizar la estimación con un modelo en espacio de estado (Filtro de Kalman), TVP-VAR y un modelo de regresión con parámetros variando en el tiempo (RegTVP), además que se hace la estimación con diferentes filtros estadísticos, los cuales son presentados en la sección 4.4.

En la tabla 1 destacamos la evidencia empírica de los estudios y las metodologías usadas para algunos países de Latinoamérica.

En general, podemos ver se utilizan diferentes metodologías y períodos de estimación por los diversos autores para estimar la tasa de interés real neutral en cada país, se puede destacar que todos ellos utilizan el Filtro de Kalman dentro de sus métodos de estimación. Los resultados repor-

Tabla 1: Estimación de la Tasa de Interés Real Neutral por País

Autor	País	Metodología	Período	Resultado
Carrillo et al. (2018)	México	Filtro de Kalman, modelo BVAR y Filtros estadísticos	2009–2017	1.2%–3.3%
Moreira y Portugal (2019)	Brasil	Filtro de Kalman	1999–2018	1.4%–6.4%
Gonzalez et al. (2013)	Colombia	Filtro de Hodrick-Prescott y Filtro de Kalman	1994–2011	2.0%–5.0%
Paredes et al. (2013)	República Dominicana	Regla de Taylor (CVAR) y Filtro de Kalman	2013	3.5%–5.5%
Muñoz-Salas y Rodríguez-Vargas (2017)	Costa Rica	Filtro de Kalman y VAR estructural	2009–2016	0.6%–3.0%
Álvarez (2017)	Honduras	Filtro de Hodrick-Prescott, Baxter-King y Filtro de Kalman	2005–2016	0.8%–2.1%

Fuente: elaboración propia a partir de diversas fuentes.

tados muestran el rango de tasas observadas en estos estudios, brindando información sobre las condiciones económicas y las políticas monetarias en cada país respectivo.

3 Metodología

La mayor parte de los bancos centrales implementan su política monetaria mediante el control de la tasa de interés nominal de corto plazo. Cambios en la posición de política monetaria se reflejan primero como cambios en esa tasa de interés, luego estos se transmiten a la demanda agregada y a través de este canal, finalmente se afecta la inflación. La tasa de interés neutral es muy importante para la toma de decisiones de un banco central, ya que representa una referencia para medir la postura de la política monetaria. Cuando la tasa de interés real a corto plazo se encuentra por debajo de su tasa neutral (brecha de tasa neutral negativa), entonces la política monetaria está siendo expansiva. Y en su contraparte, cuando la tasa de interés real a corto plazo se encuentra por encima de su tasa neutral (brecha de tasa neutral positiva), entonces la política monetaria está siendo contractiva.

3.1 Modelación empírica

Un punto de partida para modelar la tasa de interés neutral es la del modelo de crecimiento neoclásico. Para una familia representativa con sus preferencias, el modelo implica que la tasa de interés neutral varía en el tiempo en respuesta a cambios en las preferencias y en la tasa de crecimiento del producto. Las ecuaciones que se usan para estimar la tasa de interés neutral, se fundamentan en el hecho de que la mayoría de los bancos centrales implementan su política monetaria mediante el control de la tasa de interés nominal de corto plazo. Este mecanismo de transmisión se puede ilustrar a partir de dos ecuaciones que resumen el comportamiento de la brecha del producto y la inflación en un modelo microfundamentado de equilibrio general (Clarida et al. 2000):

$$\hat{y}_t = a_y \hat{y}_{t-1} + \frac{a_r}{2} \sum_{j=1}^2 (r_{t-j} - \bar{r}_{t-j}) + \epsilon_{y_t} \quad (1)$$

$$\pi_t = b_\pi \pi_{t-1} + (1 - b_\pi) \pi_{t-2,4} + b_y \hat{y}_{t-1} + \epsilon_{\pi_t} \quad (2)$$

La primera ecuación (1) es la curva de demanda. Donde $\hat{y}_t$ representa la brecha del producto; $\hat{y}_t = y_t - \bar{y}_t$, y_t es el logaritmo del PIB real y $\bar{y}_t$ el logaritmo del PIB potencial; r_t es la tasa de interés real; $\bar{r}_t$ es la tasa de interés neutral. Esta ecuación representa la curva IS reducida en forma de demanda agregada, compuesta por la brecha del producto y el diferencial de la tasa de interés real y la tasa de interés neutral en rezagos $j = 1, 2$. Los rezagos que se incorporan a las variables y el término de error deben de ser no correlacionados, recogen la dinámica de corto plazo y las perturbaciones transitorias que pueda tener la economía.

La curva de oferta agregada es descrita por la ecuación (2), donde π_t es la inflación que está determinada por la brecha del producto $\hat{y}_t$, $\pi_{t-2,4}$ es el promedio de los rezagos 2 hasta 4 trimestres de la inflación. A esta ecuación se le conoce como la Curva de Phillips, siendo ésta un proxy de la oferta agregada, la cual modela la dinámica de la inflación.

La presencia de los términos estocásticos ϵ_{y_t} y ϵ_{π_t} capturan los choques transitorios de la brecha del producto e inflación.

Basado en el fundamento teórico entre la tasa de interés neutral y el crecimiento del producto, se asume que la relación de la tasa de interés neutral es dada por:

$$\bar{r}_t = g_t + z_t \quad (3)$$

donde g_t es la tasa de crecimiento de tendencia del producto y z_t captura otros determinantes de $\bar{r}_t$, que no son de crecimiento, como las preferencias de los individuos sobre los riesgos y la liquidez, la esperanza de vida y los precios de los bienes de capital.

Se especifica el logaritmo del producto potencial como una caminata aleatoria con un *drift* estocástico g_{t-1} , que a su vez sigue una caminata aleatoria:

$$\bar{y}_t - \bar{y}_{t-1} = g_{t-1} + \epsilon_{\bar{y}_t} \quad (4)$$

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

Finalmente, se asume que z_t sigue una caminata aleatoria:

$$z_t = z_{t-1} + \epsilon_{z_t} \quad (6)$$

Se asume que $\epsilon_{\bar{y}_t}$, ϵ_{g_t} y ϵ_{z_t} están normalmente distribuidos con desviaciones estándar $\sigma_{\bar{y}_t}$, σ_{g_t} y σ_{z_t} respectivamente y se asume que los choques son no correlacionados. Estas ecuaciones constituyen las ecuaciones de transición para el modelo en espacio de estado.

4 Modelos Propuestos

4.1 Modelo en espacio de estado (SS)

Considerando el modelo descrito en la sección 3.1, la representación de ese modelo en espacio de estado es dada por:

Ecuación de observación:

$$Y_t = HS_t + AX_t + u_t, \quad u_t \sim N(0, R) \quad (7)$$

Ecuación de estado:

$$S_t = FS_{t-1} + v_t, \quad v_t \sim N(0, Q) \quad (8)$$

donde:

$$\begin{aligned} Y_t &= (y_t, \pi_t)', \quad u_t = (\epsilon_{y_t}, \epsilon_{\pi_t})' \\ X_t &= (y_{t-1}, r_{t-1}, r_{t-2}, \pi_{t-1}, \pi_{t-2}, 4)' \\ S_t &= (\bar{y}_t, \bar{y}_{t-1}, g_{t-1}, g_{t-2}, z_{t-1}, z_{t-2})', \quad v_t = (\epsilon_{\bar{y}_t}, 0, \epsilon_{g_t}, 0, \epsilon_{z_t}, 0)' \end{aligned}$$

Los coeficientes de las matrices son:

$$\begin{aligned} A &= \begin{bmatrix} a_y & a_r/2 & a_r/2 & 0 & 0 \\ b_y & 0 & 0 & b_\pi & 1 - b_\pi \end{bmatrix}, \\ H &= \begin{bmatrix} 1 & -a_y & -a_r/2 & -a_r/2 & -a_r/2 & -a_r/2 \\ 0 & -b_y & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}, \quad R = \begin{bmatrix} \sigma_y^2 & 0 \\ 0 & \sigma_\pi^2 \end{bmatrix}, \\ F &= \begin{bmatrix} 1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix}, \quad Q = \begin{bmatrix} \sigma_g^2 + \sigma_{\bar{y}}^2 & 0 & \sigma_g^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \sigma_g^2 & 0 & \sigma_g^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_z^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \end{aligned}$$

Condicionado a los parámetros, este modelo es lineal y por tanto puede ser estimado usando el filtro de Kalman.

4.2 Modelo TVP-VAR

El modelo de vectores autoregresivos con parámetros variando en el tiempo (TVP-VAR), puede ser escrito de la forma (9), donde las variables de interés pueden ser explicadas por rezagos de ellas mismas y de otras variables. A diferencia con los modelos VAR estándar, permite que la matriz de parámetros (θ_t) varíe en el tiempo, asumiendo que la evolución de estos parámetros sigue un proceso autorregresivo.

$$\begin{aligned} Y_t &= \theta_t Y_{t-1} + e_t \\ \theta_t &= \theta_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (9)$$

donde Y_t es un vector de las variables endógenas. En nuestro caso, el vector Y_t esta compuesto por las variables PIB real, inflación y la tasa de interés real, $Y_t = (y_t, \pi_t, r_t)'$. θ_t denota la matriz de parámetros variando en el tiempo, e_t y u_t son los disturbios exógenos. Definimos la tasa de interés neutral como la predicción del modelo de la tasa de interés real 5 años adelante, es decir, cuando todos los choques son asumidos que han desaparecido (Brubakk et al. 2018). El modelo es estimado utilizando el enfoque Bayesiano, aplicando el muestreador de Gibbs (*Gibbs Sampling*), permitiendo que la no linealidad del TVP-VAR sea tratable cuando se calculan las condicionales completas (Primiceri 2005).

Se obtienen estimaciones suavizadas de los parámetros variando en el tiempo θ_t basado en toda la muestra. Para cada t , se hace una predicción de la tasa de interés real 5 años a frente. Esta será la estimación de la tasa neutral.

4.3 Modelo RegTVP

Un riesgo de los modelos TVP-VAR y en general de los modelos TVP es que tiende a sobrestimar los parámetros, por tanto, es posible que solo un número pequeño de estos parámetros en realidad varíen en el tiempo. Knaus et al. (2021), proponen un método para selección de variables en modelos de regresión múltiple con parámetros variando en el tiempo, donde bajo el enfoque Bayesiano, se impone una distribución a priori a los parámetros de tal manera que haga una contracción en ellos. De esta forma, hace cero aquellos parámetros que no son significativos y selecciona las variables que realmente son diferentes de cero.

El modelo es especificado como un modelo TVP en espacio de estado. Para $t = 1, \dots, T$ se tiene:

$$\begin{aligned} y_t &= x_t \beta_t + \epsilon_t, & \epsilon_t &\sim N(0, \sigma_t^2) \\ \beta_t &= \beta_{t-1} + w_t, & w_t &\sim N_d(0, Q) \end{aligned} \quad (10)$$

donde y_t es una variable respuesta univariada, $x_t = (x_{t1}, \dots, x_{td})$ es un vector d -dimensional conteniendo las variables regresoras en el tiempo t , con x_{t1} correspondiendo al intercepto. Por simplicidad se asume que $Q = \text{diag}(\theta_1, \dots, \theta_d)$ es una matriz diagonal, lo que implica que los choques en la ecuación de estado son condicionalmente independientes. Se asume un valor inicial, $\beta_0 \sim N_d(\beta, Q)$ con una media inicial $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_d)$. Este modelo (10) puede ser escrito en forma equivalente como una parametrización no centrada:

$$\begin{aligned} y_t &= x_t \beta + x_t \text{diag}(\sqrt{\theta_1}, \dots, \sqrt{\theta_d}) \tilde{\beta}_t + \epsilon_t, & \epsilon_t &\sim N(0, \sigma_t^2) \\ \tilde{\beta}_t &= \tilde{\beta}_{t-1} + \tilde{u}_t, & \tilde{u}_t &\sim N_d(0, I_d), \end{aligned} \quad (11)$$

con $\tilde{\beta}_0 \sim N_d(0, I_d)$.

Luego se completa el modelo especificando distribuciones independientes a priori Normal-Gamma (NG), las cuales quedan representadas de la siguiente forma:

$$\sqrt{\theta_j} | \xi_j^2 \sim N(0, \xi_j^2) \quad , \quad \xi_j^2 | a^\xi, \kappa_B^2 \sim Ga(a^\xi, \frac{a^\xi \kappa_B^2}{2}) \quad (12)$$

$$\beta_j | \tau_j^2 \sim N(0, \tau_j^2) \quad , \quad \tau_j^2 | a^\tau, \lambda_B^2 \sim Ga(a^\tau, \frac{a^\tau \lambda_B^2}{2}) \quad (13)$$

En la modelación, se toma como variable respuesta a la tasa de interés real (r_t), en función de las covariables x_t de dimensión 4, que corresponden al intercepto y a las variables del PIB real, inflación y tasa de interés real con rezagos de un periodo. Por tanto, así como se definió en la sección 4.2, la tasa de interés neutral es la predicción del modelo de la tasa de interés real 5 años adelante, es decir, la predicción de la variable respuesta. Igualmente, el modelo es estimado también usando el enfoque Bayesiano, donde la formulación (NG) para las prioris permite aplicar un muestreador de Gibbs con pasos de Metropolis-Hastings para obtener muestras de la distribución a posteriori de los parámetros del modelo.

4.4 Filtros en series de tiempo

En esta sección se presentan los filtros clásicos de la literatura económica y de series de tiempo, a continuación una breve descripción de cada uno de estos métodos.

4.4.1 Filtro de Baxter-King.

Dada una serie de tiempo $\{x_t\}_{t=1}^T$ estamos interesados en extraer los componentes de x_t denotado por y_t con periodo de oscilaciones entre p_l y p_u , donde $2 \leq p_l < p_u < \infty$.

Considerando la siguiente descomposición de la serie:

$$x_t = y_t + \bar{x}_t \quad (14)$$

El componente y_t asume que sus frecuencias pertenecen al intervalo $\{(a, b) \cup (-b, -a)\} \in (-\pi, \pi)$. Donde a y b son definidos como:

$$a = \frac{2\pi}{p_u}, \quad b = \frac{2\pi}{p_l} \quad (15)$$

El filtro de Baxter-King (Baxter y King 1999) es una aproximación finita del filtro paso-banda ideal, que se define como:

$$y_t = \hat{B}(L)x_t = \sum_{j=-n}^n \hat{B}_j x_{t+j} = \hat{B}_0 x_t + \sum_{j=1}^n (x_{t-j} + x_{t+j})$$

donde:

$$\hat{B}_j = B_j - \frac{1}{2n+1} \sum_{j=-n}^n B_j$$

4.4.2 Filtro Butterworth.

Dada una serie de tiempo $\{x_t\}_{t=1}^T$ con descomposición dada como la ecuación (4.14), asuma y_t con frecuencias en el intervalo $\{(a, b) \cup (-b, -a)\} \in (-\pi, \pi)$, con a y b definidos como en la ecuación (4.15).

El filtro Butterworth es descrito por la expresión polinómica racional (transformación Z):

$$\frac{\lambda(1-z)^n(1-z^{-1})^n}{(1+z)^n(1+z^{-1})^n + \lambda(1-z)^n(1-z^{-1})^n}$$

La versión del dominio del tiempo puede ser obtenida sustituyendo z por el operador de rezago L . Sea s_t la tendencia y c_t la componente cíclica de y_t , entonces estos componentes son extraídos como:

$$y_t = s_t + c_t = \frac{(1+L)^n}{(1-L)^d} v_t + (1-L)^{n-d} \epsilon_t$$

donde $v_t \sim N(0, \sigma_v^2)$ y $\epsilon_t \sim N(0, \sigma_\epsilon^2)$, (Butterworth 1930).

4.4.3 Filtro de Christiano-Fitzgerald.

Considere la misma descomposición de la serie como en los filtros anteriores. La aproximación muestral finita del filtro paso-banda ideal usa el filtro alternativo:

$$y_t = \hat{B}(L)x_t = \sum_{j=-n_1}^{n_2} \hat{B}_{t,j}x_{t+j}$$

Las ponderaciones $\hat{B}_{t,j}$ de la aproximación son soluciones de:

$$\hat{B}_{t,j} = \arg \min E\{(y_t - \hat{y}_t)^2\}$$

El filtro de Christiano-Fitzgerald es una aproximación finita del filtro paso-banda ideal minimizando el error cuadrático medio definido arriba (Christiano y Fitzgerald 2003).

4.4.4 Filtro de Hodrick-Prescott.

Manteniendo la descomposición presentada anteriormente, el filtro de Hodrick-Prescott obtiene las ponderaciones $\hat{B}_j$ como una solución de:

$$\hat{B}_j = \arg \min E\{(y_t - \hat{y}_t)^2\} = \arg \min \left\{ \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} (\hat{y}_{t+1} - 2\hat{y}_t + \hat{y}_{t-1})^2 \right\}$$

Siendo una aproximación finita de las siguientes ponderaciones (Hodrick y Prescott 1997):

$$\hat{B}_j = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} \frac{4\lambda(1 - \cos(\omega))^2}{1 + 4\lambda(1 - \cos(\omega))^2} e^{i\omega j} d\omega$$

4.4.5 Filtro Trigonómico.

Siguiendo las mismas definiciones anteriores. Sea T un número par y definiendo $n_1 = T/p_u$ y $n_2 = T/p_l$. El filtro de regresión trigonométrica se basa en la siguiente relación:

$$y_t = \sum_{j=n_2}^{n_1} [a_j \cos(\omega_j t) + b_j \text{sen}(\omega_j t)]$$

donde los coeficientes a_j y b_j son obtenidos como:

$$a_j = \frac{T}{2} \sum_{t=1}^T \cos(\omega_j t) x_t, \text{ para } j = 1, \dots, T/2 - 1,$$

$$a_j = \frac{T}{2} \sum_{t=1}^T \cos(\pi t) x_t, \text{ para } j = T/2,$$

$$b_j = \frac{T}{2} \sum_{t=1}^T \text{sen}(\omega_j t) x_t, \text{ para } j = 1, \dots, T/2 - 1,$$

$$b_j = \frac{T}{2} \sum_{t=1}^T \text{sen}(\pi t) x_t, \text{ para } j = T/2.$$

Sea $\hat{B}(L)$ el filtro de regresión trigonométrico. Puede ser demostrado que $\hat{B}(1) = 0$, lo que implica que $\hat{B}(L)$ tiene una raíz unitaria para $t = 1, 2, \dots, T$. También, cuando $\hat{B}(L)$ es simétrico, tiene una segunda raíz unitaria en el punto medio de los datos para t . Por tanto es importante hacer un ajuste de *drift* antes de aplicar el filtro (Walker 1971).

Tabla 2: Definición de las variables utilizadas en los modelos.

Variable	Datos utilizados	Periodo
r_t	Tasa de política monetaria real	2005Q2–2021Q4
	Tasa interbancaria	2001Q1–2005Q1
π_t	Variación interanual del IPC	2000Q1–2021Q4
$E_t \pi_{t+1}$	Expectativas de inflación	2002Q1–2021Q4
y_t	Producto interno bruto real	2000Q1–2021Q4
w_t	Variación interanual del salario	2000Q4–2021Q4

Fuente: Banco Central de Honduras.

5 Descripción de los datos

Los modelos son estimados usando datos trimestrales desde 2002Q1 hasta 2021Q4. En la tabla 2 se presenta el detalle de las series utilizadas y los periodos de tiempo disponibles para cada una.

Como fue mencionado en la sección 3, y_t representa el logaritmo del PIB real, π_t representa la variación interanual del IPC y w_t la variación interanual de los salarios.

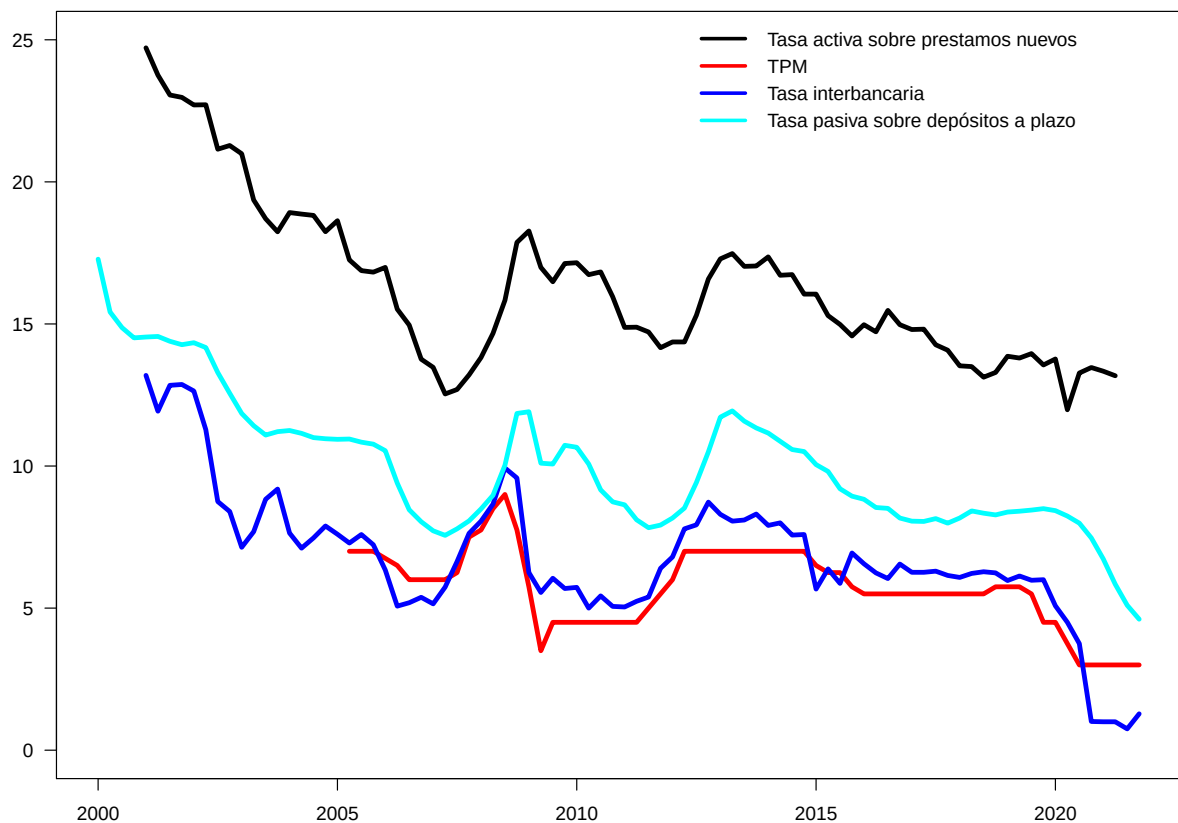
La tasa de interés real r_t merece una especial consideración, está definida como la tasa de interés nominal menos las expectativas de inflación. Algunos autores consideran la tasa de interés nominal como la tasa de política monetaria (TPM) (Wynne y Zhang (2018), Álvarez (2017) y Brum et al. (2010)).

En otros estudios consideran esta tasa nominal como la tasa pasiva de depósitos a plazo de 90 días (Gonzalez et al. (2013) y Cartaya y Vivas (2007)), esto debido a que en esos estudios la tasa de depósitos guarda una estrecha relación con la TPM. En otros estudios consideraban la tasa nominal como la tasa interbancaria (Carrillo et al. 2018). En este estudio se hacen los análisis considerando la tasa de interés nominal como la tasa de política monetaria.

En la figura 1, el gráfico muestra la evolución de la tasa activa de prestamos nuevos bancarios, TPM, la tasa interbancaria y la tasa pasiva sobre depósitos a plazo. Cabe mencionar que la tasa de política monetaria solo esta disponible a partir del segundo trimestre de 2005, se puede notar que la TPM y la tasa interbancaria siguen un comportamiento similar a lo largo de los años.

Por tanto, para poder extender la muestra de los datos de la TPM, se decidió tomar la tasa interbancaria como proxy de la TPM para periodos previos. Es decir la tasa de interés nominal sería: la tasa interbancaria en los periodos del 2001Q1–2005Q1 y la TPM en los periodos del 2005Q2–2021Q4.

Figura 1: Tasa de interés activa sobre préstamos nuevos bancarios, Tasa de política monetaria (TPM), Tasa interbancaria y Tasa pasiva sobre depósitos a plazo.



Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Banco Central de Honduras.

6 Análisis de resultados

En esta sección presentamos las estimaciones de la tasa de interés neutral aplicando las diferentes metodologías explicadas en la sección 4. Los resultados consideran el escenario donde se utiliza como tasa de interés nominal la tasa de política monetaria (TPM), como fue mencionado en la sección 5 ya que guarda una estrecha correlación con la tasa interbancaria.

Note que, la tasa de interés real será igual a la tasa de interés nominal menos la expectativa de inflación ($r_t = i_t - E_t \pi_{t+1}$).

De igual manera, se considerará otro escenario, siguiendo el artículo de Brubakk et al. (2018),

donde proponen un modelo en espacio de estado considerando el crecimiento salarial (w_t) ² en vez de la tasa de inflación doméstica³, esto debido al seguimiento de la definición de tasa de interés neutral dado por Woodford (2003), la cual describe como la tasa de interés de equilibrio que prevalece en ausencia de rigideces nominales, es decir, cuando los precios y salarios son flexibles. Por lo que la ecuación 3.2 quedaría modificada de la siguiente forma:

$$w_t = b_w w_{t-1} + (1 - b_w) w_{t-2,4} + b_y \hat{y}_{t-1} + \epsilon_{w_t} \quad (16)$$

Por tanto, haremos un ajuste considerando la tasa de interés real y crecimiento salarial en vez de tomar la inflación.

En este caso las matrices en el modelo en espacio de estado quedarían de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} Y_t &= (y_t, w_t)', & u_t &= (\epsilon_{y_t}, \epsilon_{w_t})' \\ X_t &= (y_{t-1}, r_{t-1}, r_{t-2}, w_{t-1}, w_{t-2,4})' \\ A &= \begin{bmatrix} a_y & a_r/2 & a_r/2 & 0 & 0 \\ b_y & 0 & 0 & b_w & 1 - b_w \end{bmatrix}, & R &= \begin{bmatrix} \sigma_y^2 & 0 \\ 0 & \sigma_w^2 \end{bmatrix}, \end{aligned}$$

Los vectores y matrices restantes del modelo en espacio de estado quedarían definidos de la misma manera como fueron presentados en la sección 4.1. Condicionado a los parámetros, este modelo es lineal y por tanto puede ser estimado usando el filtro de Kalman.

6.1 Calibración de los parámetros

Para poder estimar el modelo en espacio de estado, es necesario calibrar los parámetros involucrados, para hacerlo tomamos como base el artículo publicado por Funes (2021), el cual presenta un modelo semiestructural para pronóstico y análisis de política monetaria en Honduras. En la tabla 3 se muestran los valores calibrados.

Los valores de a_y , a_r , b_y , b_π , σ_y , σ_π , σ_g y $\sigma_{\hat{y}}$ fueron tomados directamente del modelo semiestructural, con las debidas adaptaciones de las ecuaciones. El valor de b_w corresponde al parámetro de ponderación en la ecuación de salario (6.16), a este parámetro se le da el valor de 0.5, lo que significa que se tendrá la misma ponderación en el salario con un rezago y al promedio de los rezagos 2 hasta 4. Para el parámetro de σ_z se toma el valor de 1, esto se hace en función a lo encontrado en la literatura, lo cual se observa que en países desarrollados este valor en general anda menor que 0.5, pero en países de la región latinoamericana este valor es mayor que 0.5. Para el parámetro de σ_w se toma el valor de 2.6, esto debido a la versión modificada del modelo en espacio de estado donde la ecuación de salarios se sustituye por la inflación, realizándose un reescalamiento de σ_π con la razón de las desviaciones del salario e inflación.

²Para la serie de salarios se usó la variación interanual, debido a que estos datos son anuales se trimestralizaron utilizando como indicador el Valor Agregado Bruto Trimestral con el método proporcional de Denton. Fuente: Departamento de Estadísticas Macroeconómicas/Cuentas Nacionales Anuales/Cuadro Oferta y Utilización: Valor Agregado Bruto de las Industrias, BCH

³La correlación entre la tasa de inflación doméstica (π_t) y el crecimiento salarial (w_t) es de 0.6.

Tabla 3: Calibración de los parámetros en el modelo en espacio de estado.

Parámetro	Valor calibrado
a_y	0.7
a_r	-0.2
b_y	0.25
b_π	0.5
b_w	0.5
σ_y	1.5
σ_π	1.2
σ_g	1.5
$\sigma_{\bar{y}}$	1.25
σ_z	1
σ_w	2.6

Fuente: Modelo semiestructural, Banco Central de Honduras.

6.2 Resultados obtenidos usando la tasa de política monetaria e inflación

En esta sección presentamos los resultados al usar la tasa de política monetaria y tasa interbancaria como la tasa de interés nominal, como fue mencionado en la sección 5.

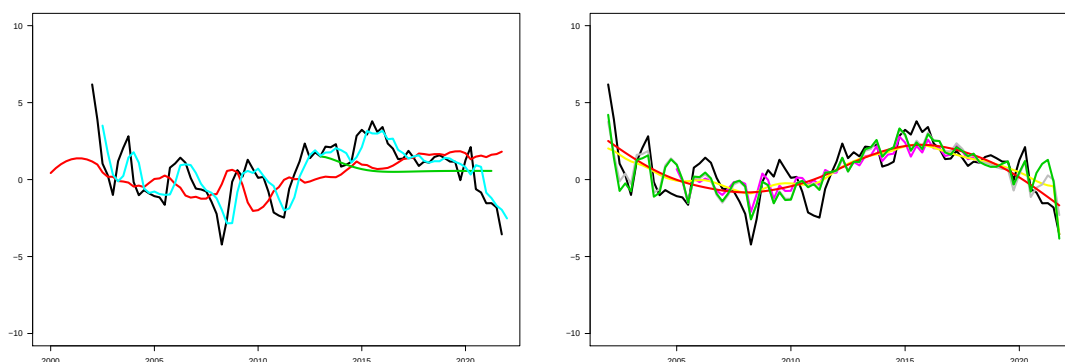
Se comenzó estimando el modelo descrito en la sección 3.1, cuya representación en espacio de estado es dado en la sección 4.1.

También se realizó la estimación de la tasa de interés neutral utilizando un modelo TVP-VAR como fue descrito en la sección 4.2, en este caso se ajustó un modelo $VAR(1)$ con parámetros variando en el tiempo. Siguiendo la metodología de Primiceri (2005) y Brubakk et al. (2018) se usaron los primeros 45 datos de los datos como muestra de entrenamiento, se efectuaron 20,000 iteraciones y descartaron las primeras 1,000, tomándose un salto de 5 iteraciones para asegurarse que las estimaciones no posean autocorrelación. Luego se tomó como la tasa de interés neutral la predicción del modelo de la tasa de interés real de 5 años adelante, que es cuando se asume que todos los choques transitorios se han disipado.

Finalmente, presentamos la estimación del modelo aplicando la metodología de la sección 4.3 imponiendo contracción en los parámetros que varían en el tiempo. Cabe mencionar que esta metodología Knaus et al. (2021) es novedosa para usarlo como estimación de la tasa de interés neutral; sin embargo al ser un modelo TVP, se puede utilizar la misma idea del modelo TVP-VAR, por lo que igualmente en esta regresión se asume un rezago de orden 1. Se efectuaron 60,000 iteraciones y descartaron las primeras 10,000, considerándose un salto de 10, para obtener la estimación de la tasa de interés neutral como predicción del modelo 5 años adelante.

En la figura 2 podemos ver el gráfico con las estimaciones de la tasa de interés neutral con las metodologías explicadas anteriormente. En la figura de la izquierda, notemos que la estimación mas conservadora es la del modelo TVP-VAR(1), el cual aparentemente lo hace en un valor constante promedio, podemos notar que la estimación del modelo TVP-VAR(1) y la del modelo en espacio de

Figura 2: Estimación de la tasa de interés neutral. En la figura de la izquierda: modelo en espacio de estado (SS) (rojo), modelo TVP-VAR(1) (verde), modelo RegTVP (azul claro), considerando como tasa real a la tasa de política monetaria (negro). En la figura de la derecha: Filtros de Baxter-King (morado), Butterworth (amarillo), Christiano-Fitzgerald (gris), Hodrick-Prescott (rojo) y Trigonométrico (verde), considerando como tasa real a la tasa de política monetaria (negro).



Fuente: Elaboración propia.

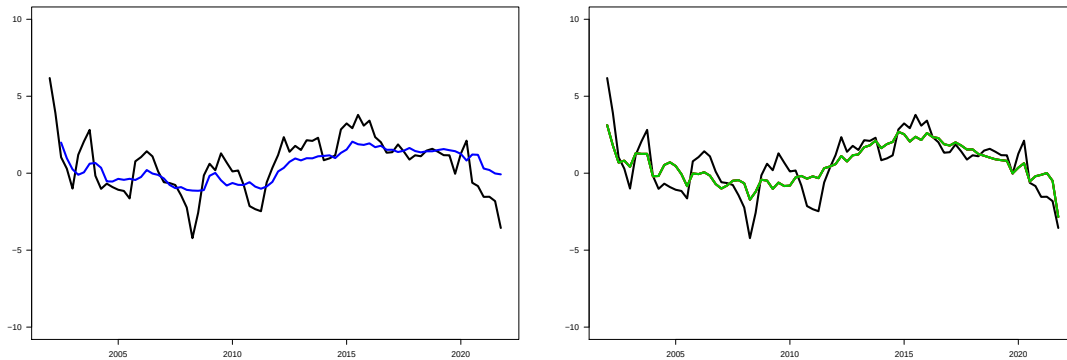
estado son muy parecidas, ambas tienden a estabilizarse en un valor constante en los últimos años, con la diferencia que el modelo en espacio de estado se estabiliza en un valor superior. Por otro lado el modelo de regresión con parámetros variando en el tiempo (RegTVP) sigue mas la dinámica del comportamiento de la serie.

Seguidamente en la figura de la derecha, muestra las estimaciones de la tasa de interés neutral aplicando los filtros descritos en la sección 4.4, los parámetros de estos filtros fueron calibrados de tal manera que fueran adecuados para datos trimestrales según como es recomendado en la literatura. Cabe mencionar que estas estimaciones para la tasa de interés neutral se toman como validas solamente cuando no hay mucha variabilidad en la serie usada.

Igualmente, se realizó un promedio de los resultados de las metodologías explicadas anteriormente. En la figura 3 tenemos en el lado izquierdo la estimación promedio de la tasa de interés neutral para los modelos SS, TVP-VAR(1) y RegTVP; en el lado derecho se tiene la estimación promedio de la tasa de interés neutral por los filtros explicados en la sección 4.4.

Finalmente la figura 4 muestra la estimación promedio con todas las metodologías explicadas. Notemos que en los periodos 2005Q4-2007Q2, 2008Q4-2010Q2, 2011Q4-2013Q4, 2014Q4-2016Q2 hay una brecha positiva entre la tasa real y la tasa neutral, es decir que la tasa de interés real se encuentra por encima de la tasa de interés neutral, por tanto se concluye que la política monetaria fue contractiva (regiones en anaranjado). En el periodo de 2005Q4-2007Q2 la diferencia más alta fue de 1.31%, esto puede ser consecuencia de que en el año 2006 hubo un descenso sustancial en la tasa de inflación, pasó de 6.75% a 6% (Naciones-Unidas 2007). En el periodo de 2008Q4-2010Q2 fue de 1.85%, particularmente el pico más alto ocurrió en 2009Q3 un periodo

Figura 3: Estimación promedio de la tasa de interés neutral. En la figura de la izquierda se tiene la estimación promedio para los modelos SS, TVP-VAR(1) y RegTVP. En la figura de la derecha se tiene la estimación promedio de los filtros.

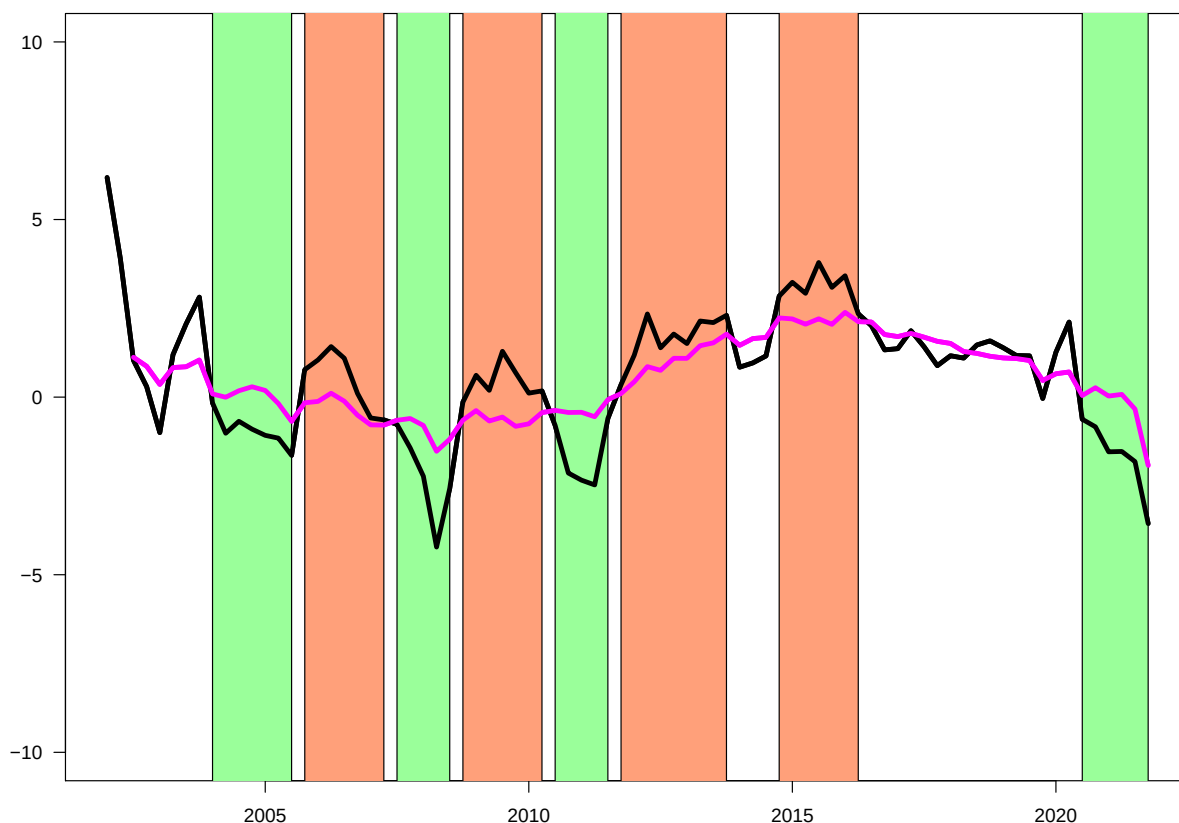


Fuente: Elaboración propia.

después de la crisis política del país. De 2011Q4-2013Q4 fue de 1.48%, en este periodo hubo una devaluación de la moneda en mas de 1 lempira con respecto al dolar, pasó de L.18.90 a L.20.05, se podría ver como una medida correctiva para contrarrestar la contracción que enfrentaba la economía en esos periodos. Finalmente, en el periodo de 2014Q4-2016Q2 fue de 1.58%, esto se puede explicar a que en el 2015 hubo un aumento significativo en la tasa de desempleo abierto nacional, alcanzó 7.3% (frente al 5.3% del 2014).

De igual forma, en los periodos 2004Q1-2005Q3, 2007Q3-2008Q3, 2010Q3-2011Q3, 2020Q3-2021Q4 hay una brecha negativa entre la tasa real y la tasa neutral, es decir que la tasa de interés real se encuentra por debajo de la tasa de interés neutral, por tanto se concluye que la política monetaria fue expansiva (regiones en verde). En el periodo de 2004Q1-2005Q3 la diferencia más alta fue de -1.26%, hubo un descenso significativo en las tasas activas y pasivas reales del sistema financiero, la tasa activa real descendió de 12.18% a 10.9% en 2004 y la tasa pasiva real bajó de 4.07% a 0.58% en el mismo período (Naciones-Unidas 2004). En 2007Q3-2008Q3 fue -2.69%, con el pico más bajo en el período de 2008Q2, esto se explica por la gran crisis económica mundial que se alcanzó en ese año, por tanto después de 2008Q2 el BCH aumentó la tasa de política monetaria a fin de ayudar a aminorar el efecto recesivo de la crisis financiera internacional (Naciones-Unidas 2008). De 2010Q3-2011Q3 fue -1.92%, en estos periodos de tiempo se realizaron reducciones a la tasa de política monetaria como una medida para estimular la economía debido a la crisis política del 2009. Finalmente, en el periodo de 2020Q3-2021Q4 fue -1.63%, pudiendo ser explicado por la crisis humanitaria ocasionado por la pandemia covid-19, lo que permitió concluir que efectivamente se ha reducido la tasa de política monetaria con el propósito de estimular la economía ante la crisis mencionada.

Figura 4: Estimación promedio de la tasa de interés neutral utilizando la inflación y la tasa de interés de política monetaria como tasa real. Las regiones en anaranjado corresponden a períodos de contracción, las regiones en verde corresponden a períodos de expansión.



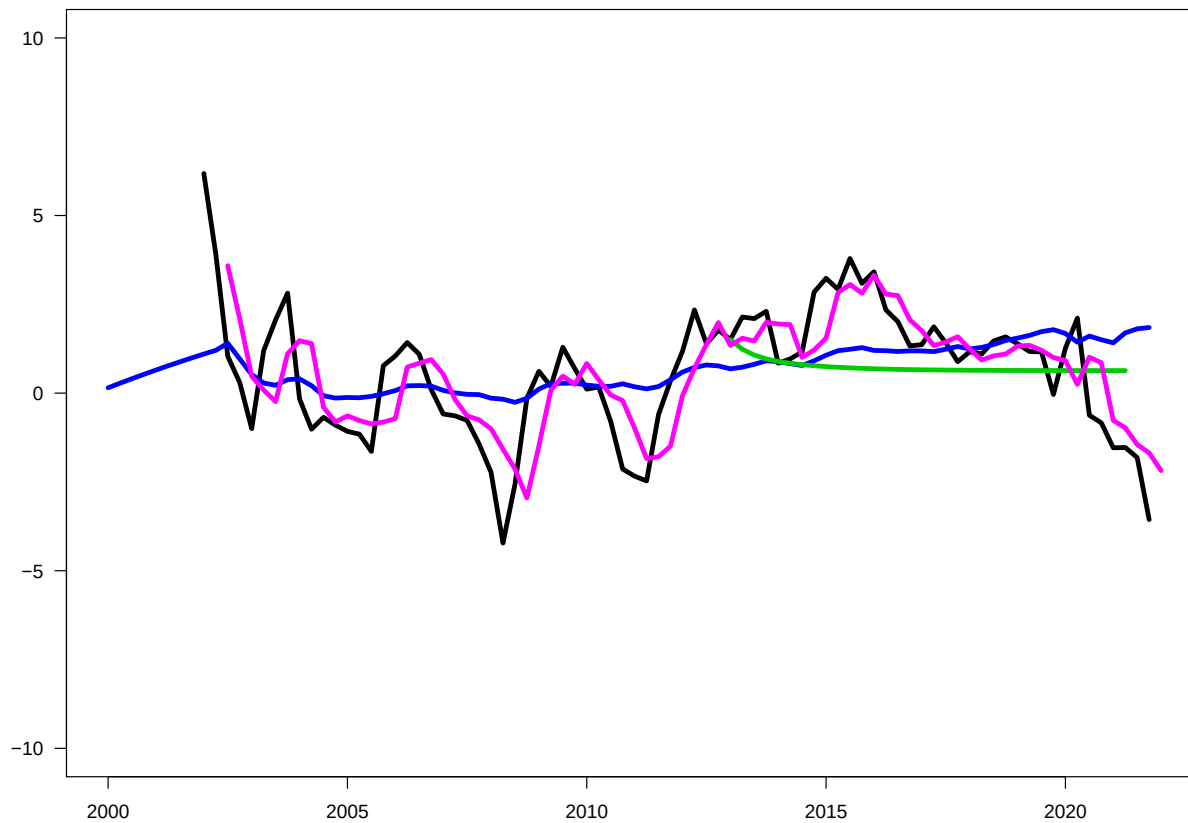
Fuente: Elaboración propia.

6.3 Resultados obtenidos usando la tasa de política monetaria y salarios

Siguiendo la metodología propuesta por el artículo de Brubakk et al. (2018), se estimó la tasa de interés neutral usando el crecimiento de los salarios en vez de la inflación. Por tanto, la única ecuación que queda modificada en el modelo en espacio de estado es la ecuación de oferta, que ahora esta dada por la ecuación (6.16) y con sus respectivas modificaciones en las matrices del modelo, tal como fueron presentadas en el inicio de esta sección 6.

Se hicieron las estimaciones considerando el modelo en espacio de estado modificado para el salario. Se ajustó el modelo TVP-VAR(1), donde se tomó como la tasa de interés neutral la predicción 5 años adelante, aquí también se tomaron los primeros 45 datos como muestra de entrenamiento y para el ajuste por el *Gibbs sampling* se tomaron 20,000 iteraciones con 1,000 de descarte y saltos de 5. Finalmente, se hizo el ajuste de regresión con contracción TVP (RegTVP), aquí también en el

Figura 5: Estimación de la tasa de interés neutral utilizando: modelo en espacio de estado (azul), modelo TVP-VAR(1) (verde), modelo RegTVP (morado), considerando salarios y tasa real de política monetaria (negro).



Fuente: Elaboración propia.

enfoque bayesiano, se tomaron 60,000 iteraciones con 10,000 de descarte y saltos de 10, la figura 5 muestra las estimaciones.

Note que así como en las estimaciones anteriores, el modelo TVP-VAR hace una estimación a un valor constante, esta estimación es muy parecida a cuando se consideró la tasa de política monetaria e inflación. Las estimaciones con el modelo en espacio de estado tiene menos variación cuando se consideran los salarios contrario a la inflación, pero podemos notar que tiene una leve tendencia de crecimiento aproximadamente a partir de 2010, similar a cuando se consideró la inflación (ver figura 2), solo que la pendiente de la tendencia es menos acentuada en el caso de los salarios. En el modelo de contracción (RegTVP) se observa un comportamiento similar al comportamiento de los datos de la serie, mismo comportamiento que se observó cuando se usó la inflación.

6.4 Comparación de resultados

En la tabla 4 se presenta el promedio de estimación de la tasa de interés neutral para los últimos cinco años (2017Q1–2021Q4) según los diferentes métodos explicados en las secciones previas. Se usó la nomenclatura ya mencionada para clasificar cada modelo: Modelo en espacio de estado (Modelo SS), Modelo TVP-VAR, Modelo de regresión con contracción TVP (Modelo RegTVP), Filtro de Baxter-King (Filtro BK), Filtro de Butterworth (Filtro BW), Filtro de Christiano-Fitzgerald (Filtro CF), Filtro de Hodrick-Prescott (Filtro HP) y Filtro Trigonométrico (Filtro Trig).

Tabla 4: Estimaciones promedio de la tasa de interés neutral real y nominal en los últimos 5 años (2017Q1-2021Q4) por los diferentes modelos propuestos.

Método	Tasa real		Tasa nominal	
	TPM e inflación	TPM y salarios	TPM e inflación	TPM y salarios
Modelo SS	1.60%	1.50%	5.80%	5.70%
Modelo TVP-VAR	0.55%	0.64%	4.75%	4.84%
Modelo RegTVP	0.44%	0.48%	4.64%	4.68%
Filtro BK	1.48%	–	5.68%	–
Filtro BW	0.52%	–	4.72%	–
Filtro CF	0.57%	–	4.77%	–
Filtro HP	0.49%	–	4.69%	–
Filtro Trig	0.71%	–	4.91%	–
Promedio	0.71%	0.87%	4.91%	5.07%

Fuente: Elaboración propia.

Nótese que las estimaciones varían según la metodología usada. Pero en general andan muy parecidas, con la diferencia que las estimaciones en el modelo en espacio de estado son superiores al resto, sus promedios para los últimos cinco años oscilan entre 1.5% y 1.6%.

En la tabla 4, también se presentan las estimaciones de los valores nominales, esta fue calculada como la tasa real más las expectativas de inflación ($i_t = r_t + E_t\pi_{t+1}$). El promedio de las expectativas de inflación en el periodo considerado fue de 4.20%, por tanto en valores nominales, las estimaciones de la tasa de interés neutral oscila entre 4.6% y 5.8%.

7 Conclusiones

Para el BCH cuyo objetivo es el control de la inflación y utiliza una tasa de política monetaria como instrumento, resulta crucial contar con una adecuada estimación de la tasa de interés real neutral, para poder evaluar la postura de política del BCH. En este artículo se presentaron varios modelos para la estimación de la tasa de interés neutral. Las estimaciones son basadas en los modelos empíricos como el modelo en espacio de estado (SS) propuesto por Holston et al. (2017), el TVP-VAR propuesto por Primiceri (2005) y el modelo RegTVP propuesto por Knaus et al. (2021).

Cuando se usa como tasa nominal la tasa de política monetaria y la tasa interbancaria, la estimación de la tasa neutral va descendiendo alrededor de 0.5%. Y cuando se usan los salarios en vez de la inflación, su estimación varía entre 0.4% y 1.5%, pero con valores levemente mayores que cuando se toma la inflación. Cabe mencionar que el hecho de que la tasa de interés neutral vaya descendiendo va de acuerdo a la tendencia de muchos estudios en otros países. Cuando se comparan con los hallazgos de Álvarez (2017), los resultados son bastante parecidos, en el documento presentan que el promedio de la tasa neutral entre 2005 y 2016 es de 0.81%, lo cual puede ser visto que es consistente con la estimación obtenida en la figura 4.

Finalmente, dado que la serie de salarios es resultado de trimestralizar su serie anual, esto hace que haya una correlación moderada entre el crecimiento salarial y la tasa de inflación. Por tanto, las conclusiones de la tasa de interés neutral deben tomarse a partir de los resultados de inflación. Sin embargo, como puede ser visto en la tabla 4 las estimaciones de la tasa de interés neutral con los salarios no son muy diferentes a los obtenidos con la inflación. Dado que esta es una metodología nueva, representa una alternativa como estimación de la tasa de interés neutral, por tanto, es recomendable usar datos de salarios que sean medidos de forma trimestral.

Referencias

- Álvarez, F. (2017). *Tasa de interés real neutral de largo plazo para Honduras*. Documentos de trabajo. Banco Central de Honduras.
- Barcellos, P. y M. Portugal (2009). "The Natural Rate of Interest in Brazil between 1999 and 2005". En: *Revista Brasileira de Economia* 63.
- Baxter, P. y R. King (1999). "Measuring business cycles: Approximate bandpass filters." En: *The Review of Economics and Statistics* 81, págs. 575-593.
- Brand, C., M. Bielecki y A. Penalver (2018). *The natural rate of interest: estimates, drivers, and challenges to monetary policy*. Occasional Paper Series. European Central Bank, Eurosystem.
- Brubakk, L., J. Ellingsen y Ø. Robstad (2018). *Estimates of the neutral rate of interest in Norway*. STAFF MEMO. Norges Bank.
- Brum, C., P. Carballo y V. España (2010). *Aproximaciones empíricas a la tasa natural de interés para la economía uruguaya*. Documentos de trabajo. Banco Central de Uruguay.
- Butterworth, S. (1930). "On the Theory of Filter Amplifiers". En: *Experimental Wireless and the Wireless Engineer* 7, págs. 536-541.
- Carrillo, J., R. Elizondo, C. Rodríguez-Pérez y J. Roldan Peña (2018). *¿Qué Determina la Tasa Neutral de Interés en una Economía Emergente?* Documentos de Investigación. Banco de México.
- Cartaya, V. y C. Fleitas J. Vivas (2007). *Midiendo la tasa de interés real natural en Venezuela*. Working Papers. Banco Central de Venezuela.
- Castillo, P., C. Montoro y V. Tuesta (2006). *Estimación de la Tasa Natural de Interés para la Economía Peruana*. Working Papers. Banco Central de Reserva del Perú.
- Chen, K. y N. Karp (2018). *Natural interest rates in the U.S., Canada and México*. Working Paper. BBVA Research.
- Christiano, L. y T. Fitzgerald (2003). "The bandpass filter". En: *International Economic Review* 44, págs. 435-465.
- Clarida, R., J. Gali y M. Gertler (2000). "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory". En: *The Quarterly Journal of Economics* 115, págs. 147-180.
- Dacass, T. (2012). "Estimating the Natural Rate of Interest for Jamaica". En: *Journal of Business, Finance and Economics in Emerging Economies* 7, págs. 21-47.
- Estrada, P. y D. Zeballos (2018). *La tasa de interés natural: un punto de referencia para la orientación de la política monetaria en Bolivia*. Working Papers. Banco Central de Bolivia.
- Fuentes, R. y F. Gredig (2007). *Estimating the Chilean Natural Rate of Interest*. Working Papers. Central Bank of Chile.
- Funes, C. (2021). *Modelo Semi-Estructural para Pronósticos y Análisis de Política Monetaria en Honduras*. Documentos de trabajo. Banco Central de Honduras.
- Gonzalez, A., S. Ocampo, D. Rodríguez y J. Pérez (2013). "Brecha del producto y medidas de la tasa de interés neutral para Colombia". En: *Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos (CEMLA)* 305, págs. 251-310.
- Greenspan, A. (1993). *Testimony on 1993 Monetary Policy Objectives to the U.S. Senate*. July 20.
- Hodrick, R. y E. Prescott (1997). "Postwar US business cycles: an empirical investigation". En: *Journal of Money, Credit, and Banking* 29, págs. 1-16.
- Holston, K., T. Laubach y J. Williams (2017). "Measuring the Natural Rate of Interest: International Trends and Determinants". En: *Journal of International Economics* 108, págs. 39-75.

- Knaus, P., A. Bitto-Nemling, A. Cadonna y S. Frühwirth-Schnatter (2021). "Shrinkage in the Time-Varying Parameter Model Framework Using the R Package shrinkTVP". En: *Journal of Statistical Software* 100, págs. 1-32.
- Laubach, T. y J. Williams (2003). "Measuring the Natural Rate of Interest". En: *The Review of Economics and Statistics* 85, págs. 1063-1070.
- Morán, H. (2013). *Una tasa de interés natural variable en el tiempo para la economía guatemalteca*. Documentos de trabajo. Banca Central.
- Moreira, J. y M. Portugal (2019). *Natural rate of interest estimates for Brazil after adoption of the inflation-targeting regime*.
- Muñoz-Salas, E. y A. Rodríguez-Vargas (2017). "Estimación de la tasa de interés real neutral para Costa Rica". En: *Ciencias Económicas* 35, págs. 9-25.
- Naciones-Unidas (2004). *Honduras: Evolución económica durante 2004 y perspectivas para el 2005*. Documentos de trabajo. Naciones Unidas, Comisión Económica para América Latina y el Caribe - CEPAL.
- (2007). *Honduras: Evolución económica durante 2006 y perspectivas para el 2007*. Documentos de trabajo. Naciones Unidas, Comisión Económica para América Latina y el Caribe - CEPAL.
- (2008). *Honduras: Evolución económica durante 2008 y perspectivas para el 2009*. Documentos de trabajo. Naciones Unidas, Comisión Económica para América Latina y el Caribe - CEPAL.
- Paredes, E., L. Santana, A. Sanchez y F. Torres (2013). *Estimación de la Tasa de Interés Real Neutral En la República Dominicana*. Documentos de trabajo. Banco Central de la República Dominicana.
- Primiceri, G. (2005). "Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy". En: *The Review of Economic Studies* 72, págs. 821-852.
- Sánchez, A., D. Martínez y F. López-Herrera (2021). "Tasa de interés neutral y política monetaria para México, 2020-2024". En: *EL TRIMESTRE ECONÓMICO* 88, págs. 201-218.
- Walker, A. (1971). "On estimation of Harmonic Component in a Time Series with Stationary Independent Residuals". En: *Biometrika* 58, págs. 21-36.
- Wicksell, K. (1898). *Geldzins und Güterpreise: Eine Studie über die den Tauschwert des Geldes bestimmenden Ursachen*. Jena.
- Woodford, M. (2003). *Interest and Prices*. Princeton University Press.
- Wynne, M. y R. Zhang (2018). "Estimating the Natural Rate of Interest in an Open Economy". En: *Empirical Economics* 55, págs. 1291-1318.

8 Apéndice

En este apéndice se presentan los resultados de las estimaciones de los coeficientes de la matriz θ_t en el modelo TVP-VAR(1). En las figura 6 tenemos las medias a posteriori de cada uno de los coeficientes en cada instante de tiempo usando los datos de tasa real de política monetaria e inflación. Similarmente, en la figura 7 para el modelo TVP-VAR(1) de los datos de tasa real de política monetaria y salarios.

Figura 6: Estimación de la matriz de coeficientes θ_t en el modelo TVP-VAR(1) con los datos de la tasa real de política monetaria e inflación.

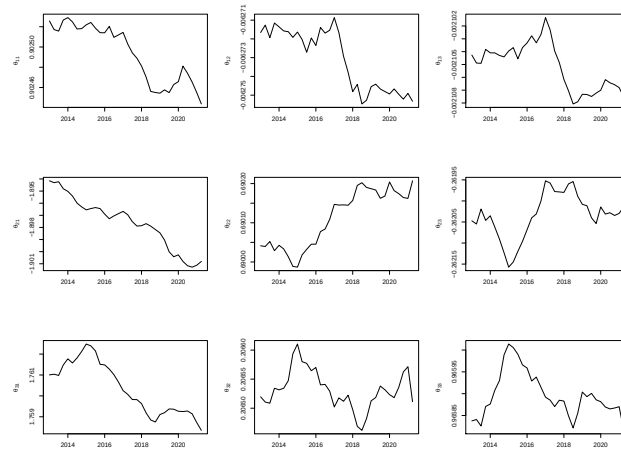
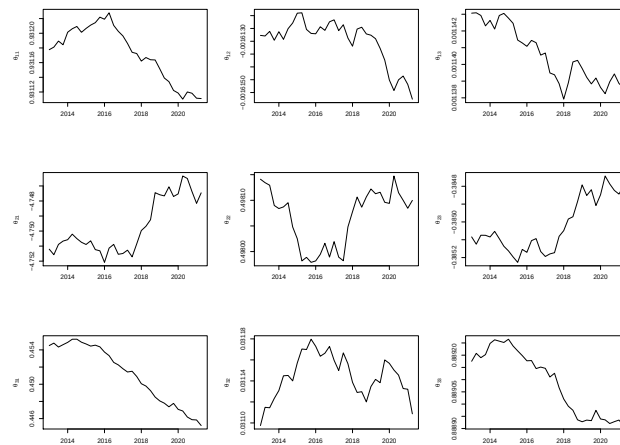


Figura 7: Estimación de la matriz de coeficientes θ_t en el modelo TVP-VAR(1) con los datos de la tasa real de política monetaria y salarios.



Volatilidad del Precio del Petróleo y Efecto Traspaso Sobre la Economía Dominicana

Juan Quiñónez Wu¹ & Nerys Ramírez Mordán²

Resumen

La incertidumbre de los precios del petróleo puede afectar de múltiples formas las economías locales en función de sus características, e incidir sobre las decisiones de los agentes económicos. Bajo estas condiciones, este documento estudia la dinámica histórica de la volatilidad del precio del petróleo y su efecto en distintas variables de la economía dominicana entre 1991 y febrero de 2022. Posterior al análisis condicional de volatilidad, se utilizan funciones de impulso-respuesta y modelos GARCH multivariados para estudiar la transferencia de volatilidad del precio del petróleo sobre la economía doméstica. Los resultados muestran importantes picos de volatilidad en las variaciones mensuales del precio del petróleo, aunque con alta reversión a la media, datos atípicos, efectos ARCH asimétricos y significativos, no normalidad y autocorrelación (persistencia) en la distribución de la tasa de variación de precios y en la volatilidad condicional. Adicionalmente, se identifica que las fluctuaciones del precio del petróleo tienen un efecto significativo sobre la inflación y la actividad económica local.

Clasificación JEL: C5, C32, E3.

Palabras clave: GARCH, volatilidad, petróleo, economía dominicana, COVID-19.

1 Introducción

El nivel y la incertidumbre de precios del petróleo pueden afectar de múltiples formas las economías locales, en función de las características de cada país. Uno de los efectos más importantes de cambios en el nivel de precios es el impacto sobre los precios energéticos y la estructura de costos de las empresas. Asimismo, pueden limitar la capacidad de planeación de los agentes, generar pérdidas de bienestar por medio de mayores presiones sobre el riesgo nacional o retrasar decisiones de inversión o consumo debido a que los agentes prefieran esperar periodos de mayor estabilidad. Estas condiciones promueven la importancia de estudiar la volatilidad de los precios del crudo, para monitorear y analizar su efecto sobre el nivel de incertidumbre de la economía dominicana.

¹Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano jquinonez@secmca.org

²Banco Central de la República Dominicana n.ramirez@bancentral.gov.do

*Las opiniones y comentarios expresados en este documento son responsabilidad del autor.

El presente artículo analiza la evolución de la volatilidad del precio del petróleo (medido por el *West Texas Intermediate*, WTI) y su efecto sobre la economía dominicana, analizando si esta incertidumbre en el precio del crudo tiene capacidad de transferirse a la economía doméstica por medio del nivel de precios, la actividad económica, tipo de cambio y tasas de interés. En primera instancia se analizan las fluctuaciones del precio del petróleo a partir de la familia de modelos condicionados de volatilidad (GARCH, *Generalized AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity*). Posteriormente, se realiza un estudio sobre las características observadas en la distribución de las variaciones condicionadas e incondicionadas de la serie. Finalmente, se estiman funciones de impulso-respuesta entre las series de volatilidad de los precios del petróleo y series macroeconómicas locales; se estiman modelos GARCH multivariados para recoger el efecto asociado a las fluctuaciones externas de los precios del petróleo.

Los resultados obtenidos muestran que la volatilidad del petróleo responde de forma asimétrica a nuevas noticias, presenta no normalidad, colas pesadas, *clúster* de volatilidad, y correlación en los dos primeros momentos de la distribución (media y varianza) de la serie de variaciones del precio. En términos del modelo, se propone la estimación asimétrica GJR-GARCH con distribución t-student. La serie de volatilidad condicional obtenida a partir de este modelo apunta a fluctuaciones en el nivel de precios del petróleo, aunque con una persistencia de volatilidad y relativa estabilidad en el valor de los parámetros de los modelos en distintos sub-periodos.

Adicionalmente, los modelos identifican una respuesta asimétrica de la volatilidad local ante las noticias asociadas al entorno del petróleo. En este sentido, las sorpresas al alza en los precios de los combustibles son seguidas, en promedio, de mayores niveles de volatilidad respecto a choques depresivos de precios. En términos históricos, este coeficiente de asimetría ha registrado un incremento posterior al año 2014 y tras el inicio de la crisis del COVID-19, mientras que, condicionado al contexto económico, se ha acentuado en contextos de alta volatilidad, en los cuales se verifica también mayor persistencia en la volatilidad. Este incremento de la persistencia se visualiza posterior al inicio del COVID-19, donde los precios del crudo han fluctuado con mayor intensidad, asociado a diversas condiciones externas.

En lo referente a la incidencia de esta volatilidad sobre las series locales, se identifica una transferencia estadística de la incertidumbre asociada a las variaciones del petróleo sobre series locales de precios, especialmente al componente no subyacente del transporte, la actividad económica y el tipo de cambio, lo que, dadas las correlaciones observadas entre estas series locales de volatilidad, pueden generar efectos de segunda vuelta a lo interno de cada grupo de series.

La estructura del documento es la siguiente: en la sección 2 se realiza la revisión de la literatura; en la sección 3 se presenta la metodología empleada para abordar la pregunta de investigación planteada; en la sección 4 se señalan las fuentes de datos; en la sección 5 se muestran los resultados obtenidos y, finalmente, en la sección 6 se presentan las conclusiones del artículo.

2 Revisión de Literatura

Dada la relevancia del petróleo en la matriz energética mundial, este ha tenido mucha atención en la literatura económica. Las investigaciones recientes han determinado un comportamiento caótico de los precios del crudo en el contexto del COVID-19 (Bildirici et al. 2020), incidido por la incertidumbre sobre la demanda global y conflictos geopolíticos.

Con respecto a la estimación de la volatilidad de precios del crudo, se verifica que la familia de modelos GARCH es usada con frecuencia para modelar y proyectar la volatilidad del petróleo, una cuestión crucial por la relevancia mundial del mismo como fuente de energía, sumada a su carácter relativamente volátil. Regnier (2007) determina que este es más volátil que el 95 % de miles de productos similares. En esta modelización, la abundante literatura ha identificado persistencia de los choques, diferentes estructuras de volatilidad y asimetría en la serie de variaciones mensuales del precio (Klein y Walther 2016).

Por otra parte, con relación al pronóstico de volatilidad, la literatura ha identificado que el modelo GARCH con cambio de régimen logra la mejor precisión de estimación del modelo del petróleo ; sin embargo, no es concluyente que logre estas mismas mejoras fuera de muestra (Zhang et al. 2019). Adicionalmente, se identifica que los modelos asimétricos muestran mayor capacidad para anticipar los movimientos de volatilidad fuera de muestra (Saltik et al. 2016) y de modelar la evolución histórica de la volatilidad condicional (Salisu y Fasanya (2012), Abdulkareem y Abdulhakeem (2016), Aun y Regassa (2015)). Otros estudios identifican que los modelos con cambio de régimen pueden mejorar la precisión del pronóstico de la incertidumbre de precios en contexto de alta volatilidad (Herrera et al. 2018).

Del lado del efecto traspaso del nivel de volatilidad, la literatura ha logrado identificar una asociación de la volatilidad del petróleo y el precio de las acciones (Ehouman 2020) y el mercado de valores de diferentes economías (Amine y Zhora (2018) Nuket et al. (2020) y Ågren (2006)), aumentándose estas relaciones en periodos de crisis, aunque con una rápida convergencia a sus valores iniciales posterior a estos periodos (Guesmi et al. 2016). Un ejemplo de este incremento de la volatilidad y la correlación fue observado al inicio de la pandemia del COVID-19, donde el petróleo alcanza correlaciones máximas con activos financieros o con el precio del oro (Ghorbel y Jerebi 2021).

Relacionados a la transferencia de volatilidad sobre series macroeconómicas, se identifican en la literatura transferencia sobre el tipo de cambio, especialmente entre los países exportadores (Zartashia et al. 2021), o países en desarrollo Nigeria (Maxwell y Enewari 2020). Identificándose, además, efectos significativos de estos shocks del petróleo sobre el PIB de diferentes países (Fayyad 2013).

En términos regionales, diversos estudios apuntan a una respuesta negativa del crecimiento y aumentos de los precios de la economía local ante choques de precios del petróleo (Urzúa y Guerrero 2007), aunque dichos efectos pueden estar sectorialmente condicionados (Perilla 2018). Adicionalmente, estos estudios han identificado las regularidades empíricas tradicionales, identificadas en estudios fuera de la región, como colas pesadas o efectos ARHC (González y Torres 2023). Ahora bien, es importante verificar que la literatura que estudia los choques de la volatilidad de precios

del petróleo es menor a la referida al efecto directo de los precios del petróleo. Lo anterior, pese a que, diversos autores han resaltado la posibilidad de efectos contagios derivado de la volatilidad del precio del crudo (Ramírez (2013) y González y Torres (2023)).

Algunas evidencias identificadas por la literatura local, sobre el efecto del precio del petróleo, muestran que, salvo en el caso del componente subyacente de la inflación, las variaciones del precio del petróleo tienen efectos importantes sobre la inflación no subyacente y diversas variables macroeconómicas (Jiménez y Ramírez 2015). Estimaciones puntuales indican que, por el aumento de cada punto porcentual en el precio del petróleo, se tiene una reducción en el nivel de crecimiento del producto real en 0.04 puntos porcentuales, mientras que por cada dólar en que aumenta el precio del petróleo, se verifica un incremento de 0.114 puntos básicos de la inflación (Marte y Billanueva 2006). Mientras que, en el caso de la volatilidad del crudo, Ramírez (2013) determina que la volatilidad de precios del petróleo “ejerce una influencia relativamente importante sobre la inflación doméstica”. Por tanto, es importante extender las líneas de investigación asociadas a la volatilidad de precios del petróleo, mientras que, Monegro (2005) identifica cambios importantes en el nivel de volatilidad en los precios del petróleo.

3 Metodología

El documento estudia la volatilidad condicional del petróleo a partir de las fluctuaciones no anticipadas por una combinación lineal del pasado de la propia serie, es decir, la diferencia entre las proyecciones ex ante, y las observaciones efectivas del precio del crudo. En tal sentido, se estima un modelo ARIMA-GARCH, con el propósito de modelar la persistencia identificada en el residuo de la estimación ARIMA estimado sobre las diferencias logarítmicas de la serie de precios del petróleo.

$$r_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1}) \quad (1)$$

Como se muestra en el Anexo 1, se observan algunas propiedades identificadas anteriormente en la literatura (Saltik et al. 2016): la serie diferenciada del logaritmo de precios presenta correlación con el primer rezago³, condición típica en series financieras de alta frecuencia, mientras que la serie de la diferencia logarítmica elevada al cuadrado está correlacionada hasta el segundo retardo, condición menos frecuente en series financieras, pues estas suelen presentar memorias más largas en su volatilidad condicional⁴. Adicionalmente, la serie de primera diferencia muestra colas pesadas en relación con la distribución normal, argumento que es robusto cuando se condiciona esta distribución al signo de la diferencia anterior. La serie responde diferente en función de la dirección del signo la diferencia anterior, siendo su respuesta asimétrica en función de la noticia recibida. Muestra también asimetría positiva, propio de distribuciones asimétricas.

Atendiendo los resultados empíricos anteriores, se estima un modelo de volatilidad condicional (GARCH) que pretende recoger estas características. El modelo GARCH(P, Q) modela la persistencia de volatilidad (Rzylwicz 2007), bajo la idea de que la varianza condicional de las variaciones de

³Esta se incluye porque suele ser una aproximación a la existencia de persistencia en volatilidad al estudiar segundos momentos en series temporales.

⁴Estos resultados se confirman en el contraste de Ljung-Box.

precios, condicionada a la información disponible hasta el periodo anterior, está positivamente relacionada con su pasado ($\beta_j \geq 0$) y los valores del cuadrado del rendimiento ($\alpha_i \geq 0$),

$$\begin{aligned} r_t &= \sigma_t \eta_t \\ \sigma_t^2 &= \omega + \sum_{i=1}^P \alpha_i r_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^Q \beta_j \sigma_{t-j}^2 \end{aligned} \quad (2)$$

En la ecuación anterior, $\omega \geq 0$, $\beta_j \geq 0$, $\alpha_i \geq 0$; η_t se entiende una serie independiente e idénticamente distribuida con $E(\eta_t) = 0$ y $E(\eta_t^2) = 1$. El modelo anterior asume media igual a cero, sin embargo, ante la evidencia de autocorrelación en la serie diferenciada (Anexo 1) es importante modelar esta relación de la serie de variaciones mensuales con su propio pasado, entendiéndose ahora como volatilidad la innovación o sorpresa identificada en la evolución observada de las variaciones mensuales respecto a su componente autorregresivo en un modelo ARIMA. Esta estructura, presentada en la ecuación (3), es conocida como ARMA-GARCH.

$$\begin{aligned} r_t &= \omega_0 + \sum_{i=1}^p \rho_i r_{t-i} + \sum_{j=1}^q \theta_j \alpha_{t-j} + \epsilon_t \\ \epsilon_t &= \sigma_t \eta_t \\ \sigma_t^2 &= \omega_1 + \sum_{i=1}^P \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^Q \beta_j \sigma_{t-j}^2 \end{aligned} \quad (3)$$

Las estimaciones de los modelos de volatilidad condicional se realizan a partir de un enfoque de máxima verosimilitud (Wuertz 2020), asumiendo diversos supuestos sobre la función de distribución. En estos modelos se asume una distribución normal, y r_t sigue un proceso autorregresivo de primer orden ($r_t = \omega_0 + \rho_1 r_{t-1} + \epsilon_t$), con $a_t \sim N(0, \sigma^2)$ e idénticamente distribuida⁵, donde para cada punto en t se estima:

$$f_{r_t|r_{t-1}} = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_t^2}} e^{\left[-\frac{(r_t - \omega_0 - \rho_1 r_{t-1})^2}{2\sigma_t^2}\right]} \quad (4)$$

Dada la dependencia temporal en el segundo momento de la distribución de la serie (r_t^2), se incorpora la estimación GARCH dentro de la función de verosimilitud. Considerando el supuesto de independencia e idénticamente distribuido (iid) y usando un supuesto sobre la forma de la distribución. En el marco descrito hasta el momento, diversas estimaciones alternativas del modelo GARCH pueden asumir distintas formas de la función de distribución anterior y consideraciones especiales para capturar características específicas observadas en la serie. Por ejemplo, la asimetría en la forma en que esta responde a sorpresas sobre el nivel de volatilidad. Una primera versión para modelar la asimetría es la estimación GJR-GARCH⁶:

$$\sigma_t^2 = \omega_1 + \sum_{i=1}^P \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{l=1}^D \gamma_l I_{(\epsilon_{t-l} < 0)} \epsilon_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^Q \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (5)$$

Donde la varianza condicional σ_t^2 para a condicionar el efecto ARCH en función del signo del residuo de la especificación autoregresiva del modelo, ahora efectos positivos se derivan de α_i , mientras que, en caso de residuos negativos, medidos a partir de la variable binaria $I_{(\epsilon_{t-l} < 0)}$, es $\alpha_i + \gamma_l$. Es

⁵Tener pendiente que la estimación por *MLE* se puede estimar fuera de iid. Como MLE intenta estimar qué tan probable es que los datos observados hayan ocurrido dados ciertos parámetros de la distribución, lo que se realiza independientemente de si los datos son iid o no (Huber 1967).

⁶El GARCH es una versión anidada cuando $\delta = 2$ (Ghalanos 2022)

decir, $\gamma_l \epsilon_{t-l}^2 I_{(\epsilon_{t-l} < 0)}$ introduce el efecto asimétrico, al permitir que los shocks negativos tengan un impacto diferente en la varianza condicional que los shocks positivos.

Una segunda estrategia de estimación consiste en la propuesta APARCH, la asimetría se modela mediante la potencia δ que se obtiene mediante la transformación de Box-Cox (Ghalanos 2022); mientras γ_i es el coeficiente de *lverage*.

$$\sigma_t^2 = \omega_1 + \sum_{i=1}^P \alpha_i (|\epsilon_{t-i}| - \gamma_i \epsilon_{t-i})^\delta + \sum_{j=1}^Q \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (6)$$

La selección del modelo se realiza a partir del criterio de información Akaike, mientras su validación se testea a partir del análisis residual, siguiendo que el residuo no presente autocorrelación o heterocedasticidad (Manza 2017). Puntualmente, se estima un modelo AR(q) sobre los residuos del modelo, con el fin de contrastar la significancia de los coeficientes θ_j .

$$\epsilon_t^2 = v = \sum_{j=1}^q \theta_j \epsilon_{t-j}^2 + u_t \quad (7)$$

El análisis de transferencia de volatilidad se basa en las correlaciones de volatilidad del petróleo frente a las series locales y la estimación de modelos de vectores autorregresivos con retardos seleccionados a partir del criterio Akaike. Para cada serie local –detallada en Anexo 7– se estima un modelo de volatilidad condicional GARCH(1,1), para posteriormente, estimar un modelo VAR para cada serie de volatilidad frente a la serie de volatilidad condicional del petróleo. De estas estimaciones se obtienen la función de impulso-respuesta entre series de volatilidades, que surge de la representación media móvil del VAR.

Adicional al análisis de volatilidad a partir de las funciones de respuesta al impulso, el efecto contagio se estudia a partir del modelo GARCH multivariado de volatilidad condicional (BEKK), propuesto por (Engle y Kroner 1995). El modelo guarda los efectos de transferencia ARCH y GARCH fuera de la diagonal principal de las matrices A y B respectivamente, incluyendo los efectos asimétricos en la matriz D. La significancia de los coeficientes fuera de la diagonal principal de la matriz B, es el responsable de la transferencia de volatilidad.

$$h_t = a + A\epsilon_{t-1}^2 + D\epsilon_{t-1}^2 I_{\{\epsilon_{t-1} < 0\}} + Bh_{t-1} + \epsilon_t$$

$$A = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix}; B = \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{bmatrix}; D = \begin{bmatrix} \delta_{11} & \delta_{12} \\ \delta_{21} & \delta_{22} \end{bmatrix} \quad (8)$$

4 Datos

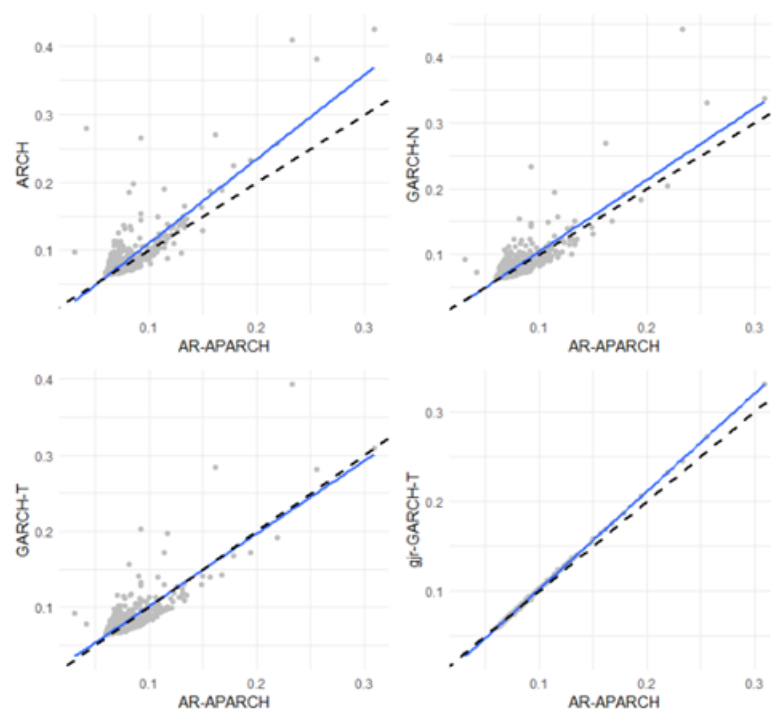
El precio del petróleo se obtiene de la serie del precio del crudo WTI (DCOILWTICO) disponible en la Reserva Federal de San Luis. Mientras que las series locales, detallada en el Anexo 2, provienen del Banco Central de la República Dominicana. En el caso del crudo, esta disponible en frecuencia mensual entre 1986 y febrero de 2022, mientras que las series locales se consideran entre enero de 2007 y febrero de 2020.

5 Resultados

5.1 Volatilidad Condicional del Petróleo

Los criterios de información de los modelos de volatilidad condicional sobre el precio del petróleo sugieren aquellas estimaciones que capturan la asimetría de choques, modelan la autocorrelación en la media y suponen colas no gaussianas⁷. Estos modelos presentan mayor capacidad de representar las características identificadas en la serie: autocorrelación en la serie de cambios relativos en el precio del petróleo; la ocurrencia de valores extremos en una frecuencia relativamente mayor a la esperada bajo una distribución normal; agrupamiento de volatilidad y asimetría en la respuesta de la volatilidad a los choques pasados (Anexo 3 y 4). Ahora bien, pese a la ventaja de la estimación GJR-GARCH, dichas series presentan una alta correlación, especialmente cuando representan estrategias asimétricas, independientemente a la distribución asumida en la función de verosimilitud, aunque el modelo GJR-GARCH presenta picos de volatilidad ligeramente más pronunciados, verificándose que los modelos no asimétricos suelen presentar picos de volatilidad ligeramente mayores al resto de modelos (Figura 1).

Figura 1: Comparación de las desviaciones estimadas en los distintos modelos de volatilidad frente al modelo AR-APARCH. Datos mensuales 1986-2022



Leyenda: La recta continua corresponde al ajuste asociado a una recta de regresión entre ambas series, mientras que la recta discontinua corresponde a una línea de 45°.

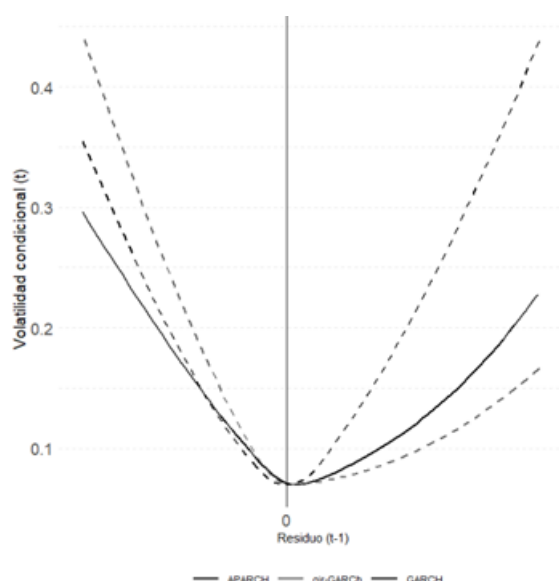
Fuente: elaboración propia a partir de la serie mensual de precios del petróleo publicada por el EIA.

Sin embargo, además de las diferencias observadas entre las series de volatilidad en el contexto de

⁷Anexo se presentan los coeficientes de regresión asociados de los distintos modelos.

picos de incertidumbre, y pese a la elevada correlación observada entre las series históricas, estas series muestran diferencias importantes en la forma en cómo anticipan volatilidad posterior a una sorpresa en el precio del petróleo (Figura 2). En tal sentido, el modelo APARCH muestra menor nivel de asimetría respecto al modelo GJR, esperando mayor incidencia en la volatilidad derivada de aquellos choques positivos de precios. Esto supone mayor consistencia teórica, dado que se espera que las sorpresas al alza generen mayor incertidumbre de las fluctuaciones alrededor de los precios en relación con las sorpresas a la baja.

Figura 2: Curva de noticias según modelos de volatilidad condicional. Datos mensuales 1986-2022



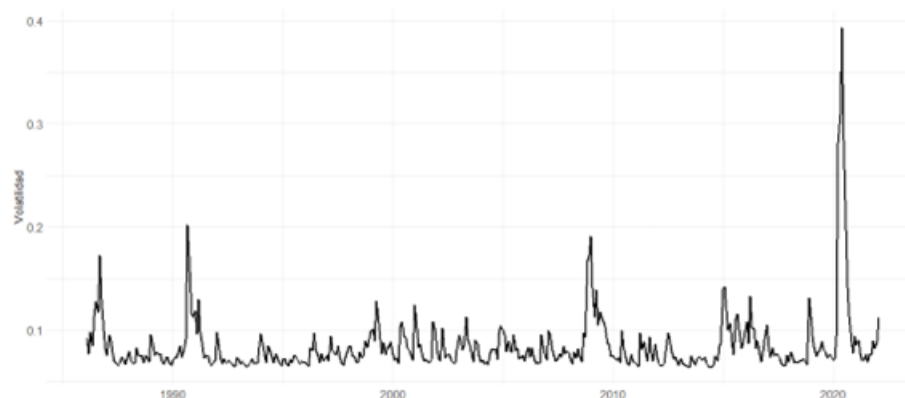
Fuente: elaboración propia a partir de la serie mensual de precios del petróleo publicada por el EIA.

Finalmente, una vez seleccionada una estrategia de volatilidad, al estudiar la evolución de la volatilidad condicional (Figura 3), se verifican cambios significativos en la evolución histórica de la volatilidad condicional, así como importantes variaciones mensuales, que generan saltos marcados en volatilidad, aunque la misma presenta una importante reversión a la media en volatilidad posterior a los saltos identificados.

En la Tabla 1 se muestran los coeficientes estimados de los modelos de volatilidad en diversos escenarios y algunos criterios de información asociados a los modelos. En esta se observa que en el contexto del COVID-19⁸ se experimentó una rápida expansión de la sensibilidad del nivel de volatilidad a las sorpresas sobre variaciones no anticipadas en el precio⁹, además de mayor elasticidad ante la volatilidad pasada en el precio del petróleo, aunque manteniendo una importante reversión a la media como se observa en el Gráfico 4. Hacia el final de la muestra se observa un repunte de

⁸Siendo importante resaltar que conflictos geopolíticos han contribuido a la generación de cambios inusuales durante este periodo (Bildirici et al. 2020).

⁹Estudios internacionales han identificado que este efecto ARCH del petróleo tiende a ser mayor al de otras series asociadas a mercado agrícola, como el maíz (González y Torres 2023).

Figura 3: Volatilidad histórica del petróleo. Datos mensuales 1986-2022

Nota: La serie presentada corresponde al modelo APARCH-t.

Fuente: elaboración propia a partir de la serie mensual de precios del petróleo publicada por el EIA.

la volatilidad de precios, posiblemente asociados a fricciones en el contexto geopolítico externo y la incertidumbre alrededor de la reactivación de la actividad económica, lo que impactó la demanda de crudo y posteriormente desató un shock de oferta (Bourghelle et al. 2021).

Al estimar el modelo asimétrico en distintas submuestras y condicionado a momentos de alta incertidumbre (Tabla 1), se verifica que el coeficiente asociado a la persistencia de volatilidad deja de ser significativo condicionados a los distintos estados de volatilidad. Lo que no sugiere que los estados de volatilidad sean absorbentes¹⁰ y se encuentran en línea con la única reversión observada en el nivel de volatilidad de las series. Aunque posterior al COVID-19, se ha verificado un repunte de la persistencia en la volatilidad de la serie, alcanzando un coeficiente de 0.572, aunque no alcanza el nivel de persistencia en volatilidad observado antes de 2014. Se resalta que las sorpresas en las variaciones de precios tienen a generar mayor incertidumbre, sin importar el signo de la variación, en contexto de alta volatilidad.

Adicionalmente, aunque en términos de la media, la volatilidad no ha sido especialmente persistente en el contexto del COVID-19, el efecto sobre la volatilidad de precios del petróleo derivada de sorpresas al alza en el nivel de precios muestra un coeficiente de 0.508 posterior al inicio del COVID-19, indicando un nivel de sensibilidad de la volatilidad mucho mayor a las sorpresas de precios respecto al periodo completo (0.193), aún más el periodo anterior al año 2014 (0.164), donde se verifican efectos ARCH relativamente menores. Al comparar la incidencia de las sorpresas en las variaciones sobre los precios sobre el nivel actual de volatilidad a partir de los coeficientes obtenidos posterior al 2020, respecto al promedio en todo el periodo, se verifica posterior al 2020 una mayor persistencia de las variaciones mensuales del petróleo, sumada a mayor incidencia de las

¹⁰Aunque la evidencia obtenida al respecto es mixta, dado que al estimar un modelo de estado de volatilidad, del tipo markoviano, se obtienen matrices de transición que apuntan a un carácter absorbente de los estados de volatilidad. Siendo el segundo estado, el correspondiente al contexto de alta volatilidad, se obtiene la siguiente matriz de transición:

$$P = \begin{bmatrix} 0.9672 & 0.0328 \\ 0.1059 & 0.8941 \end{bmatrix} \quad (9)$$

Tabla 1: Modelos de volatilidad condicional del petróleo por subperiodos seleccionados. Datos mensuales ene.1991 – feb.2022

Coeficientes	Sub periodos / contexto económico					
	Total	Antes 2014	Después 2014	Post Covid-19	Alta Volatilidad	Baja Volatilidad
$\mu (\mu_0)$	0.003	0.003	0.004	-0.001	-0.001	0.007
	0.466	0.486	0.671	0.967	0.928	0.107
$\alpha_1 (\rho_1)$	0.239***	0.219***	0.311***	0.501***	0.135***	0.037
	0	0.0001	0.002	0.0001	0.004	0.552
$\omega_1 (\omega_1)$	0.025	0.014	0.056***	0.016	0.061	0.038
	0.151	0.054	0.004	0.422	0.093	0.248
$\alpha_1 (\alpha_1)$	0.193***	0.169***	0.290***	0.508***	0.315***	0.03
	0.001	0.001	0.003	0.061	0.008	0.457
$\gamma_1 (\gamma_1)$	0.703***	0.325*	1.000***	1.000***	0.421**	1.000***
	0.007	0.17	0	0	0.166	0
$\beta (\beta)$	0.547***	0.694***	0.231	0.572***	0.245	0.441
	0.021	0	0.254	0.002	0.46	0.332
Observación	433	345	88	24	153	280
Log Likelihood	-478.283	-399.837	-80.114	-14.639	-125.709	-344.096
Akaike Inf. Crit.	-2.177	-2.277	-1.662	-0.637	-1.552	-2.408
Bayesian Inf. Crit.	-2.111	-2.199	-1.465	-0.293	-1.413	-2.31

Nota: modelos GARCH asimétricos con distribución t-student. La leyenda de los coeficientes indica el nivel de significancia. * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$. Debajo de cada coeficiente se presenta el p-valor asociado.

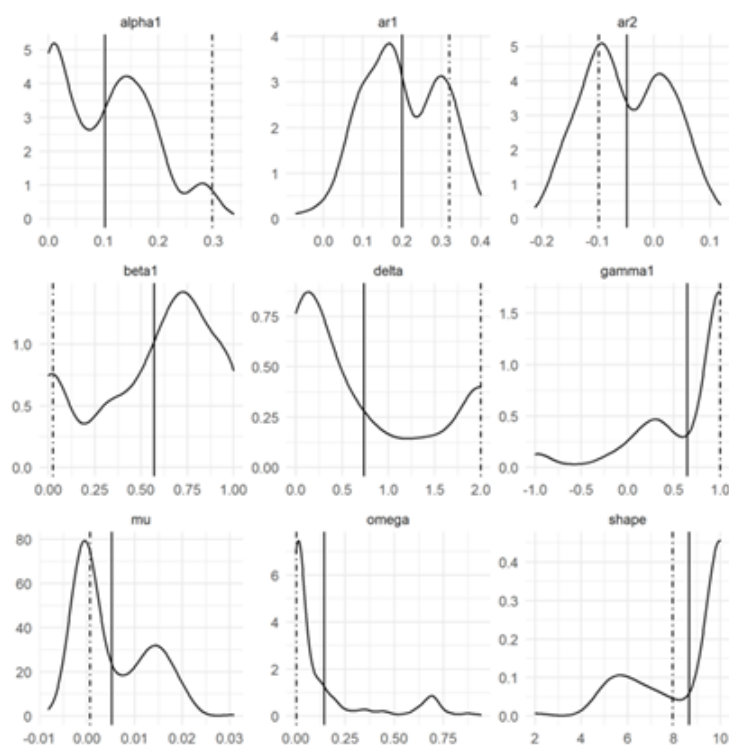
Fuente: elaboración propia a partir de la serie mensual de precios del petróleo publicada por el EIA.

variaciones no anticipadas sobre el nivel de precios (Figura 4), verificándose coeficientes asociados a estos cambios relativamente elevados. Por lo tanto, se observa mayor sensibilidad del petróleo a los choques de precios, sumada a mayor agrupamiento de estos choques y menor volatilidad.

5.2 Transferencia de Choques de Volatilidad

Al iniciar el análisis de asociación entre las volatilidades del precio del petróleo, frente a la incertidumbre de algunas series macroeconómicas local, se verifica que la correlación de la volatilidad del petróleo es mayor al relacionarse con la parte no subyacente de la inflación, especialmente el componente de transporte, la actividad económica y la tasa interbancaria de tipos de interés. Estas asociaciones pueden, además, asumir comportamientos dinámicos, con coeficientes significativos con seis meses de rezagos y notable persistencia en la asociación entre estas (Anexo 5). Adicionalmente, la matriz de correlación apunta a correlaciones entre las series de volatilidad doméstica (Anexo 5), tipos de interés, precios y actividad económica. Estas relaciones entre las series internas promueven la idea de cierta asociación en el nivel de volatilidad doméstica, por lo que los choques de volatilidad del petróleo pueden encontrar mecanismos de propagación a lo interno de la econo-

Figura 4: Distribución histórica de los coeficientes y observaciones promedio durante el COVID-19, 1986-2022



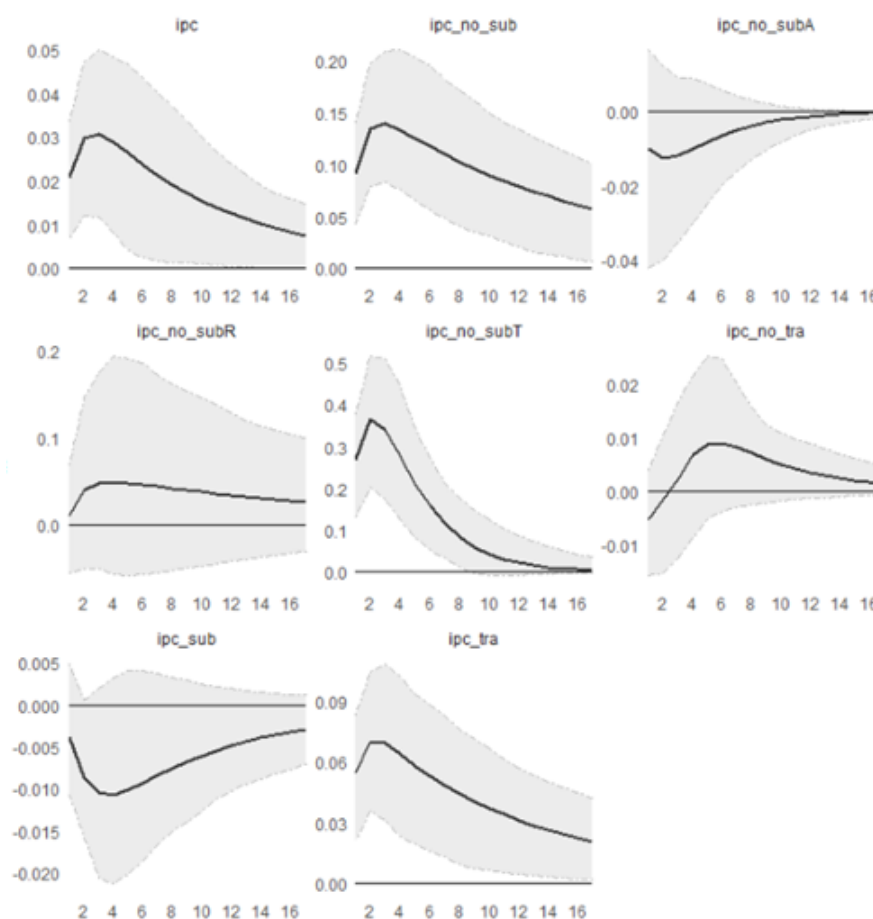
Nota: la línea vertical discontinua muestra el ultimo coeficiente observado, mientras que la línea continua muestra la media del período. El eje x indica los valores observados de los coeficientes en la ventana móvil mientras que y indica las proximidades. Fuente: elaboración propia a partir de la serie mensual de precios del petróleo publicada por el EIA.

mía, pese a que el choque puede no reflejarse inmediatamente en el resto de las series.

La respuesta de las series de incertidumbre local a impulsos de volatilidad en las variaciones mensuales del precio del petróleo (Figura 5), muestran que las fluctuaciones no anticipadas en las variaciones del precio tiene capacidad de imprimir volatilidad sobre las series de precios locales durante el periodo estudiado, teniendo un impacto significativo y persistente sobre la incertidumbre de la inflación local, fundamentalmente por medio del componente transable y no subyacente, y en especial mediante el componente de transporte, dado la importancia del precio de los combustibles en este grupo, y atendiendo la volatilidad del componente subyacente no parece reaccionar a estas fluctuaciones. Este choque en la volatilidad de los precios resulta estadísticamente significativo hasta 10 meses posterior al choque, mientras que del lado no subyacente el efecto es más persistente, siendo significativo hasta un año posterior al choque. Mientras que el componente no subyacente del grupo Transporte, muestra un efecto mayor, pero menos persistente. Lo anterior, puede resultar porque la inflación total tiende a capturar efectos indirectos de segunda vuelta, que hacen que los choques iniciales de volatilidad sean más persistentes¹¹.

¹¹ Respecto al efecto de la volatilidad del petróleo sobre el nivel de precios no se observan efectos significativos a partir de las funciones de impulso respuesta

Figura 5: Funciones impulso-respuesta de la volatilidad del petróleo sobre la volatilidad de las series de precios locales, 2014-2022



Nota: Eje x representa los rezagos, eje y magnitud de respuesta. los intervalos representan un 95 % de confianza. La magnitud del choque es igual a un cambio unitario en unidades de la varianza de las series. El orden de cada VAR se toma a partir del criterio Akaike. Fuente: elaboración propia a partir de diversas fuentes.

Adicionalmente, las estimaciones multivariantes de los modelos de volatilidad condicional encuentran evidencia de transferencia en volatilidad (GARCH) de las fluctuaciones de los choques del petróleo sobre la inflación local, el componente subyacente de la inflación, especialmente el componente subyacente, y el índice de precios asociado a los bienes transables. En este grupo de modelos, específicamente dentro de transporte se identifica un efecto asimétrico y transferencias en volatilidad asociada a las sorpresas en las variaciones observadas en los cambios mensuales del precio de los combustibles.

Con relación al efecto de los choques externos de volatilidad sobre la incertidumbre alrededor del nivel de actividad económica, en la Figura 6 se verifica que esta promueve mayores fluctuaciones en la actividad económica local, aunque con un efecto menos persistente al observado en el IPC de transporte, resultando el efecto significativo hasta 8 meses después del choque, alcanzando su efec-

Tabla 2: Modelos multivariados de volatilidad (BEKK) de los precios del petróleo sobre las series de precios locales. Datos mensuales 1991-2022

Coefficientes de transferencia	alpha12		beta12		rho12	
IPC	-2.1035	(0.2260)	0.0316	0.0000	6.6659	0.0000
IPC Subyacente	-4.0551	(0.0033)	0.0096	(0.0053)	17.9312	(0.0002)
IPC no subyacente	0.0272	(0.5293)	-0.0224	(0.7667)	-2.0417	(0.1197)
IPC no subyacente alimento	-1.1510	(0.6346)	-0.0161	(0.0657)	1.7485	(0.3210)
IPC no subyacente transporte	0.6791	(0.6347)	-0.0086	(0.4148)	-0.5435	(0.3428)
IPC no subyacente resto	-1.3201	(0.5247)	-0.0024	(0.7175)	1.8023	(0.4399)
IPC transable	-0.2402	(0.1426)	0.0141	(0.4975)	3.4384	(0.0005)
IPC no trasables	-5.2415	(0.0692)	-0.0055	(0.1943)	12.1703	(0.0006)

Nota: entre paréntesis se coloca el p valor.

Fuente: elaboración propia a partir de diversas fuentes.

to máximo tres meses posterior al mismo. En términos absolutos, los IMAE del sector construcción y manufactura son los que responden con mayor fuerza a los choques de volatilidad del petróleo. Por otro lado, la volatilidad cambiaria también responde a los choques de volatilidad del petróleo, aunque con un rezago de hasta tres meses, observándose un efecto significativo de estos choques sobre el tipo de cambio de referencia para compra y el extrabancario de referencia para la venta.

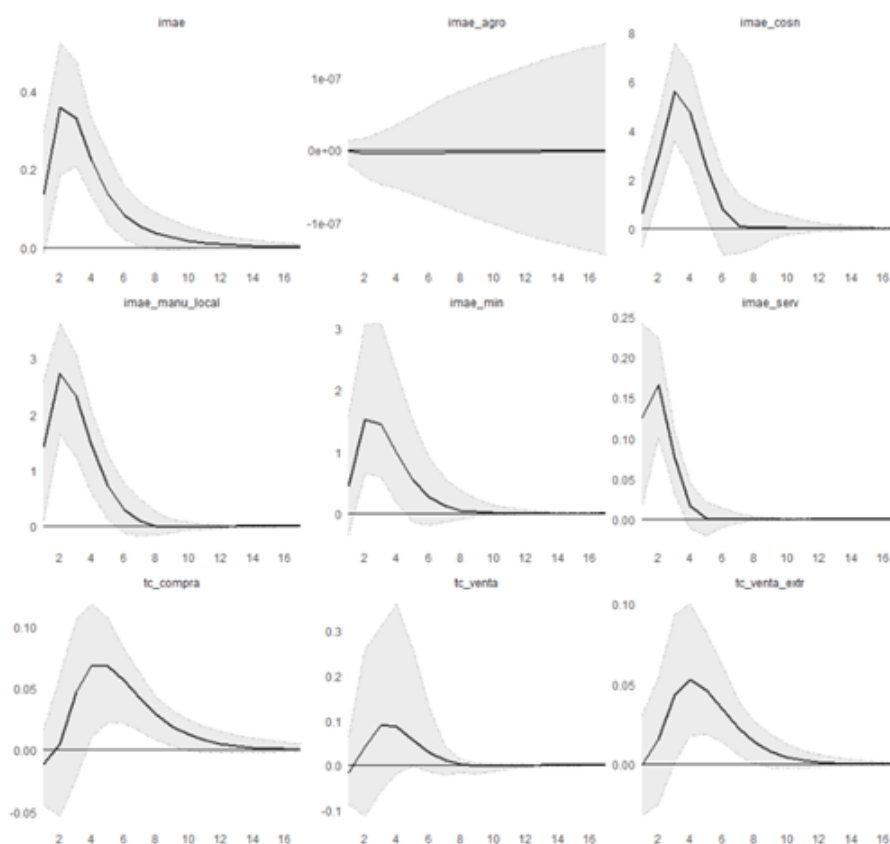
Finalmente, referidos al efecto de los choques externos de volatilidad sobre la incertidumbre de los tipos de interés (Figura 7), se verifican efectos significativos en menor cantidad de series, aunque estos se observan sobre el riesgo país (EMBI), la tasa interbancaria y la tasa activa promedio ponderada, por lo que futuras líneas de investigación pueden verificar la posible transferencia de volatilidad de los tipos de interés incididos por el petróleo, con el objetivo de verificar si pueden actuar como mecanismos de propagación de la incertidumbre internacional asociada a las fluctuaciones en los precios del petróleo, al transferir volatilidad sobre el resto de tasas del sistema financiero. Respecto al nivel de tasas, se verifican efectos negativos sobre el nivel de la tasa de consumo y la interbancaria, pero actuando con un rezago de entre 4 y 6 meses.

6 Conclusiones

El documento utiliza modelos de volatilidad condicional para estudiar la evolución histórica de la volatilidad del precio del petróleo, para posteriormente analizar la posible transferencia de esta volatilidad hacia la economía local a partir de modelos multivariados y funciones impulso-respuesta sobre series de volatilidad. Los resultados, acorde con la literatura, seleccionan aquellos modelos que modelan la autocorrelación observada en la serie de variaciones de precios del petróleo, se apartan del supuesto de normalidad en su distribución y capturan la asimetría de la serie de volatilidad ante la dirección de las noticias recibidas en los cambios del precio del petróleo.

Con respecto a la volatilidad histórica, pese a la correlación obtenida entre diversas alternativas de estimación, se observaron diferencias importantes en la forma de respuesta de la incertidumbre

Figura 6: Funciones impulso-respuesta de la volatilidad del petróleo sobre la volatilidad de las series de actividad y tipos de cambio, 2014-2022

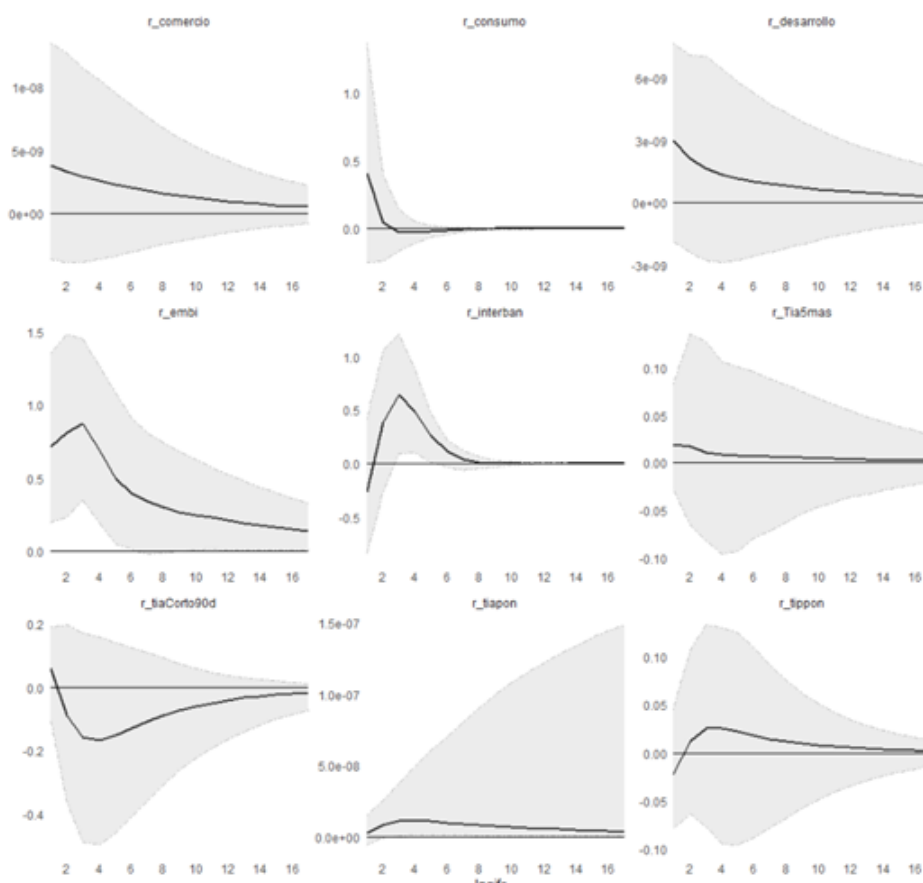


Nota: Eje x representa los rezagos, eje y magnitud de respuesta. los intervalos representan un 95 % de confianza. La magnitud del choque es igual a un cambio unitario en unidades de la varianza de las series. El orden de cada VAR se toma a partir del criterio Akaike. Fuente: elaboración propia a partir de diversas fuentes.

en las noticias asumidas, especialmente en periodo de alta volatilidad de precios. La estimación GJR-GARCH apuntó a periodos de rápido aumentos en el nivel de volatilidad de precios, aunque si con una rápida reversión a la media. Al comparar las estimaciones de volatilidad condicional a lo interno de distintas submuestras, se verificó cierta estabilidad en los parámetros del modelo, sin embargo, al estimar una serie de coeficientes diarios a partir de una ventana móvil, se verificó mayor agrupamiento de las fluctuaciones de precios (mayor autocorrelación), mayores efectos ARCH independientemente al signo de la sorpresa recibida, mayor asimetría de las respuestas y menor volatilidad.

Al verificar el efecto traspaso de la volatilidad en el precio del petróleo sobre las series macroeconómicas locales, se observó un efecto persistente y significativo sobre las fluctuaciones locales de precios, cuyo canal de recepción es el componente no subyacente asociado al petróleo, donde se incluyen los precios locales de los combustibles. Por el lado de la actividad económica, también se verificó un efecto significativo, aunque no tan persistente en los precios; este efecto alcanza su valor máximo en tres meses luego del choque. El tipo de cambio y las tasas de interés son otras series

Figura 7: Funciones impulso-respuesta de la volatilidad del petróleo sobre la volatilidad de las series de tipos de interés, 2014-2022



Nota: Eje x representa los rezagos, eje y magnitud de respuesta. los intervalos representan un 95 % de confianza. La magnitud del choque es igual a un cambio unitario en unidades de la varianza de las series. El orden de cada VAR se toma a partir del criterio Akaike. Fuente: elaboración propia a partir de diversas fuentes.

cuyas volatilidades responden a los cambios en el choque del petróleo, aunque en el caso de las tasas de interés no se verifica un efecto universal sobre todas las tasas, por lo que futura líneas de investigación pudieran extender el análisis para evaluar la dinámica del precio de futuro del petróleo de referencia en el país.

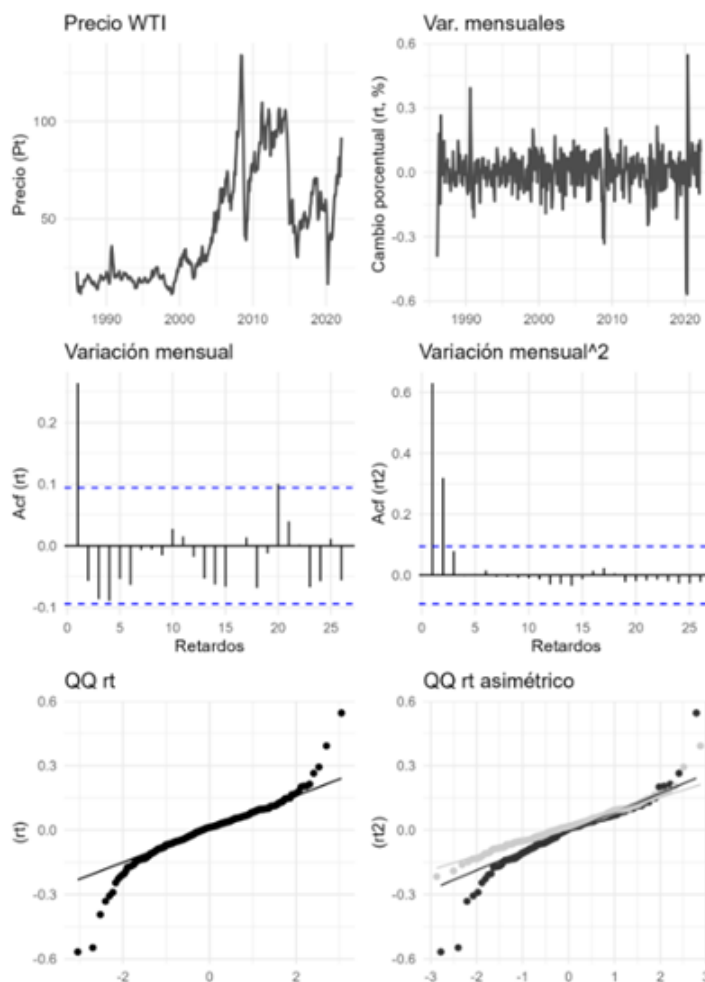
Referencias

- Abdulkareem, A. y K. Abdulhakeem (2016). "Analysing Oil Price- Macroeconomic Volatility in Nigeria". En: *Journal of Applied Statistics*.
- Ågren, M. (2006). "Does Oil Price Uncertainty Transmit to Stock Markets?" En: *Uppsala University*.
- Amine, G. y F. Zhora (2018). "On Univariate and Multivariate GARCH Models: Oil Price and Stock Market Returns Volatilities". En: *International Journal of Applied Mathematics and Statistics*.
- Aun, S. y H. Regassa (2015). "Asymmetric behavior of volatility in gasoline prices across different regions of the United States". En: *Journal of Finance and Accountancy*.
- Bildirici, M., N. Guler e Y. Ucan (2020). "Analyzing Crude Oil Prices under the Impact of COVID-19 by Using LSTARGARCHLSTM". En: *Journal of Finance and Accountancy*.
- Bourghelle, D., F. Jawadi y P. Rozin (2021). "Oil price volatility in the context of Covid-19". En: *International Economics*, págs. 39-49.
- Ehouman, Y. (2020). "Volatility transmission between oil prices and banks' stock prices as a new source of instability: Lessons from the United States experience". En: *Economic modelling*, págs. 198-217.
- Engle, R. y F. Kroner (1995). "Multivariate simultaneous generalized ARCH". En: *Econometric Theory*, págs. 122-150.
- Fayyad, A. (2013). "Volatility spillover effect of emerging markets and economic growth versus oil price volatility : the case of the Gulf Co-operation Council countries". En: *Google Scholar*.
- Ghalanos, A. (2022). "Introduction to the rugarch package". En: *CRAN*.
- Ghorbel, A y Ahmed Jerebi (2021). "Contagion of COVID-19 pandemic between oil and financial assets: the evidence of multivariate Markov switching GARCH models". En: *Journal of Investment Compliance*.
- González, R. y V. Torres (2023). "Contagio de volatilidad de precios internacionales de petróleo, urea y maíz". En: *Facultad de Economía de la Universidad de Colima*.
- Guesmi, K., H. Boubaker y V. Son (2016). "From Oil to Stock Markets". En: *Journal of Economic Integration*, págs. 103-133.
- Herrera, A., L. Hu y D. Pastor (2018). "Forecasting Crude Oil Price Volatility". En: *Berkeley Symp. on Math. Statist. and Prob.*, págs. 221-233.
- Huber, P. (1967). "The behavior of maximum likelihood estimates under nonstandard conditions". En: *Berkeley Symp. on Math. Statist. and Prob.*, págs. 221-233.
- Jiménez, M. y F. Ramírez (2015). "Incidencia de los Choques Externos y Domésticos sobre la Dinámica de la Inflación: Evidencia a partir de un VAR Bayesiano". En: págs. 221-233.
- Klein, T. y T. Walther (2016). "Oil Price Volatility Forecast with Mixture Memory GARCH". En: *Energy Economics*, págs. 46-58.
- Manza, S. (2017). "Introduction to financial econometric". En: *Zicklin School of Business*.
- Marte, O. y B. Billanueva (2006). "Los precios internacionales del petróleo, el PIB real y los precios de la Economía dominicana". En: *Ciencia y Sociedad*, págs. 190-216.
- Maxwell, T. y P. Enewari (2020). "Modelling Volatility Transmission Between Crude Oil Price And The Nigerian Exchange Rate Using Multivariate GARCH Models". En: *International Journal of Innovative Mathematics, Statistics and Energy Policies*, págs. 1-12.
- Monegro, J. (2005). "Crecimiento de los precios del petróleo y sus repercusiones en la Economía dominicana". En: *MEPyD*.
- Nuket, C., C. Emrah y D. Sel (2020). "Oil prices, stock market returns and volatility spillovers: Evidence from Turkey". En: *Journal of Policy Modeling*.

- Perilla, J. (2018). "El Impacto de los Precios del Petróleo Sobre el Crecimiento Económico en Colombia". En: *Departamento Nacional de Planeación*.
- Ramírez, F. (2013). "Petróleo e Inflación en la República Dominicana: análisis empírico para el periodo 2000-2011". En: *Banco Central de la República Dominicana*.
- Regnier, E. (2007). "Oil and energy price volatility". En: *Energy Economics*, págs. 405-427.
- Ryzlewicz, P. (2007). "Financial time series, ARCH and GARCH models". En: *University of Bristol*, págs. 405-427.
- Salisu, A. e I. Fasanya (2012). "Comparative Performance of Volatility Models for Oil Price". En: *International Journal of Energy Economics and Policy*, págs. 167-183.
- Saltik, O., S. Degirmen y M. Ural (2016). "Volatility Modelling In Crude Oil and Natural Gas Prices". En: *Procedia Economics and Finance*, págs. 476-491.
- Urzúa, C. y C. Guerrero (2007). "Efecto de los choques petroleros sobre las economías de Centroamérica y el Caribe". En: *CEPAL*.
- Wuertz, D. (2020). "Autoregressive Conditional Heteroskedastic Modelling". En: *Energy Strategy Reviews*.
- Zartashia, H., S. Khuram y N. Anum (2021). "Volatility spillover effect between oil prices and foreign exchange markets". En: *Energy Strategy Reviews*.
- Zhang, Y., T. Yao, L. He y R. Ripple (2019). "Volatility forecasting of crude oil market: Can the regime switching GARCH model beat the single-regime GARCH models?" En: *International Review of Economics and Finance*, págs. 302-317.

7 Anexos

Anexo 1: Evolución histórica y análisis de la distribución de los rendimientos logarítmicos del petróleo. Datos mensuales ene.1986 – feb.2022



Nota: el qqplot asimétrico condiciona la serie al signo del retardo anterior, en tal sentido, la línea de color gris representa la serie cuando la variación anterior es de signo negativo.

Fuente: elaboración propia a partir de la serie mensual de precios del petróleo publicada por el EIA.

Anexo 2: Listado de abreviaturas asociadas al nombre de las variables

Abreviatura	Descripción del sector/actividades
p_wti	Precios del petróleo (WTI)
ipc	Índice de Precios al Consumidor
ipc_sub	IPC subyacente
ipc_no_sub	IPC no subyacente
ipc_no_subA	IPC no subyacente alimento
ipc_no_subT	IPC no subyacente transporte
ipc_no_subR	IPC no subyacente resto
ipc_tra	IPC transable
ipc_no_tra	IPC no transables
r_tiaCorto90d	Tasa de interés activa a 90 días
r_Tia5mas	Tasa de interés activa a más de 5 años
r_tiaPON	Tasa de interés activa promedio ponderado
r_interban	Tasa de interés interbancaria
r_embi	Tasa EMBI
r_tipon	Tasa de interés pasiva promedio ponderado
r_comercio	Tasa de interés pasiva comercio
r_consumo	Tasa de interés pasiva consumo
r_desarrollo	Tasa de interés pasiva desarrollo
imae	Índice de actividad económica
tc_venta	Tipo de cambio de referencia, venta
tc_compra	Tipo de cambio de referencia, compra
tc_venta_extr	Tipo de cambio extra bancario
i_consumo	Tasa de interés de consumo
imae_agro	Índice de actividad del sector agrícola
imae_min	Índice de actividad del sector minería
imae_casn	Índice de actividad del sector construcción
imae_manu_local	Índice de actividad del sector manufactura
imae_serv	Índice de actividad del sector servicio

Fuente: elaboración propia.

Anexo 3: P-valor asociado a diversos Test sobre la serie del petróleo. Datos mensuales ene.1986 – feb.2022

Contraste	Distribución	r_t	r_t^2	a_t
Jarque-Bera	χ^2	0.0000	0.0000	0.0000
Shapiro-Wilk	*	0.0000	0.0000	0.0000
Ljung-Box Q(10)**	χ^2	0.0000	0.0000	0.2323
Ljung-Box Q(15)	χ^2	0.0000	0.0000	0.3567
Ljung-Box Q(25)	χ^2	0.0002	0.0000	0.1835
Arch Portmanteau-Q test (4)	χ^2	0.0000	0.0005	0.0000
Arch Portmanteau-Q test (12)	χ^2	0.0000	0.0052	0.0000
Arch LM-Q test (4)	χ^2	0.0000	0.0000	0.0000
Arch LM-Q test (12)	χ^2	0.0000	0.0000	0.0000

Nota: Dado que la distribución del estadístico no se ajusta a una distribución comúnmente conocida, se utilizan valores críticos pre calculados en función del tamaño de la muestra y el nivel de significancia. **entre paréntesis se muestra la cantidad de rezagos considerados en cada prueba.

Fuente: elaboración propia a partir de la serie mensual de precios del petróleo publicada por el EIA.

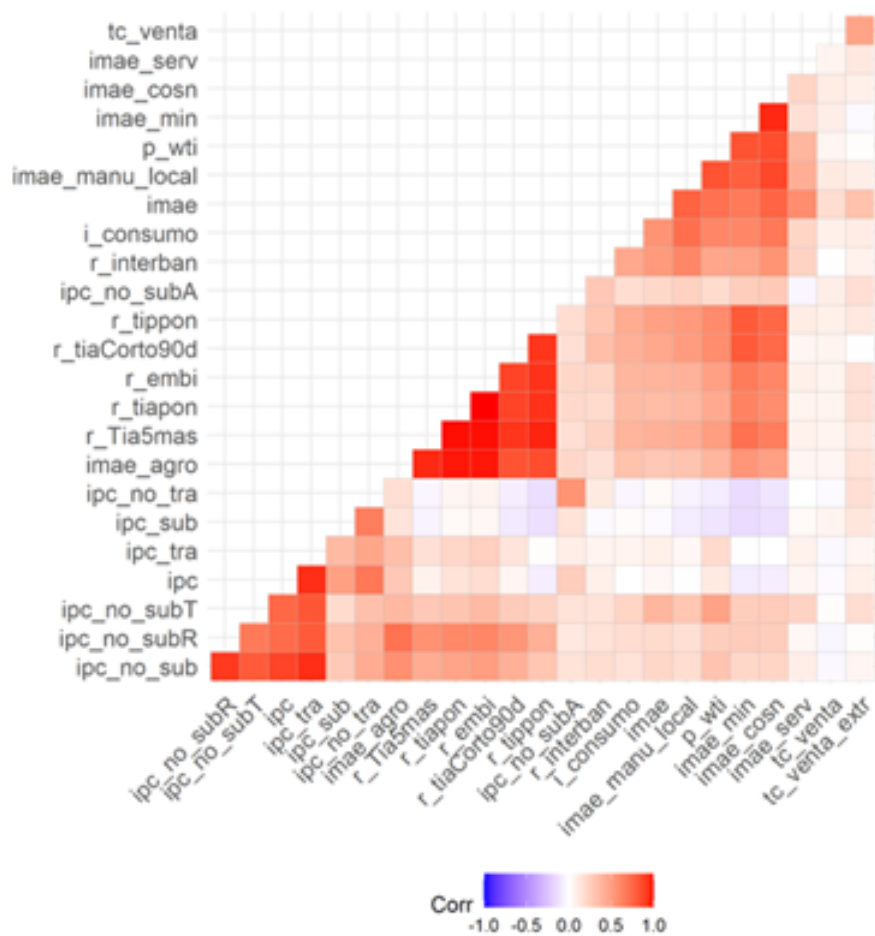
Anexo 4: Modelos de volatilidad condicional del petróleo con distintas especificaciones.
Datos mensuales ene.1991 – feb.2022

Coeficientes	GARCH (1,1) ~n	ARMA (1,0) GARCH (1,1) ~n	ARMA (1,0) GARCH (1,1) ~t	ARMA (1,0) GJR ARCH (1,1,1) ~n	ARMA (1,0) GJR ARCH (1,1,1) ~t	ARMA (1,0) APA ARCH (1,1,1) ~n	ARMA (1,0) APA ARCH (1,1,1) ~t
mu (μ_0)	0.010 0.150	0.008 0.036	0.007 0.063	0.003 0.426	0.005 0.232	0.002 0.680	0.003 0.466
ar1 (ρ_1)		0.211*** 0.000	0.193*** 0.001	0.222*** 0.000	0.219*** 0.000	0.251*** 0.000	0.239*** 0.000
Omega (ω_1)	0.003*** 0.000	0.003** 0.001	0.002 0.050	0.003 0.012	0.005*** 0.000	0.024** 0.011	0.025 0.151
Alpha1 (α_1)	0.448*** 0.000	0.368*** 0.000	0.260*** 0.002	0.263*** 0.004	0.250*** 0.008	0.206*** 0.000	0.193*** 0.001
Gamma1 (γ_1)				0.551*** 0.005	0.607*** 0.002	0.744*** 0.001	0.703*** 0.007
Beta1 (β_1)	0.201 0.150	0.300*** 0.035	0.454*** 0.020	0.232 0.294	0.050 0.712	0.560*** 0.000	0.547*** 0.021
Observación	433	433	433	433	433	433	433
Log Likelihood	-452.019	-466.158	-474.347	-474.499	-480.770	-473.094	-478.000
Akaike Inf. Crit.	-2.069	-2.130	-2.163	-2.164	-2.188	-2.157	-2.177
Bayesian Inf. Crit.	-2.032	-2.083	-2.107	-2.108	-2.123	-2.101	-2.111

Nota: modelos GARCH asimétricos con distribución t-student. La leyenda de los coeficientes indica el nivel de significancia. *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01. Debajo de cada coeficiente se presenta el estadístico t.

Fuente: elaboración propia a partir de la serie mensual de precios del petróleo publicada por el EIA.

Anexo 5: Correlación entre series de volatilidad condicional. Datos mensuales ene.2014-feb.2022



Fuente: elaboración propia a partir diversas fuentes.

Análisis de la competencia del Sistema Bancario Nicaragüense

Adolfo Enrique Rocha Santana¹

Resumen

Los índices de concentración han sido utilizados tradicionalmente para determinar el grado de competencia de los mercados a pesar de que estos, por construcción, excluyen otros factores importantes como la contestabilidad o la estabilidad económica. Esta debilidad de los índices de concentración no les permite modelar el comportamiento de los bancos comerciales y, por ende, identificar la estructura de mercado vigente. Por tal motivo, el presente estudio cubre este vacío en la literatura empírica de Nicaragua mediante la estimación del modelo teórico de poder de mercado de Panzar and Rosse para el periodo 2008-2018, el cual captura directamente el comportamiento de los bancos comerciales y permite evaluar el efecto del entorno económico sobre el grado de competencia. Los resultados señalan que el comportamiento que exhiben los bancos comerciales del sistema bancario nicaragüense es característico de oligopolios, constituyendo la estabilidad de la economía un factor determinante del grado de competencia.

Clasificación JEL: C01, C32, C51, C65, E43.

Palabras clave: Competencia, Sistema Bancario.

1 Introducción

La literatura que analiza la competencia del sistema bancario nicaragüense ha utilizado comúnmente índices de concentración para determinar el grado de competencia del sector, homologando los términos “concentración” y “competencia”. Dicha homologación implica que mercados altamente concentrados son poco competitivos, mientras que mercados no concentrados son competitivos.

El presente estudio proporciona evidencia de que los índices de concentración, por construcción, no son capaces de capturar el comportamiento de los bancos, ya que dejan por fuera otros factores como la contestabilidad del mercado o la estabilidad económica al momento de analizar y determinar el grado de competencia. Asimismo, los índices de concentración tampoco consideran la posibilidad de que algunos de estos factores se tornen más relevante según las características del mercado y el momento en que se estudia, conllevando a conclusiones equivocadas acerca del

¹ Banco LAFISE BANCENTRO arocha@lafise.com

*Las opiniones y comentarios expresados en este documento son responsabilidad del autor.

grado de competencia en un sector.

En este sentido, el aporte principal del documento es identificar cuál estructura de mercado es consistente con el comportamiento de los bancos comerciales en Nicaragua mediante la aplicación del modelo teórico propuesto por Panzar y Rosse (1987) para el periodo 2008-2018, en lugar de utilizar *proxies* carentes de sustento.

El ejercicio se basa en el cálculo del H estadístico mediante la técnica de datos de panel. El H estadístico se define como la suma de las elasticidades de tres insumos: costo de fondeo, costo de personal y costo de capital, donde un $H = 1$ indica competencia perfecta, $0 < H < 1$ señala competencia monopolística o alguna forma de oligopolio y $H \leq 0$ sugiere cartel perfecto o monopolio. Adicionalmente, en la especificación se incorporan variables que permiten controlar por las diferencias intrínsecas entre bancos y por el entorno macroeconómico en el cual se desenvuelven.

Los resultados indican un H estadísticamente diferente de cero y uno, concluyéndose que el comportamiento que exhibe la industria bancaria nicaragüense es característico de oligopolios. Asimismo, se analizó la evolución del H estadístico y el índice de concentración IHH por segmentos de cartera.

Del análisis se concluye que, si bien en periodos de estabilidad económica la disminución del IHH se asocia a incrementos en la competencia (medida por el H estadístico), dicha relación se fragmenta en periodos de tensión económica como el año 2018, ya que los índices de concentración de mercado, por construcción, no son capaces de capturar el comportamiento de los bancos comerciales. Lo anterior destaca la relevancia del artículo, dado que utiliza un marco teórico y empírico que permite obtener una métrica que captura directamente el comportamiento de los bancos comerciales.

El resto del documento se organiza de la siguiente forma: La sección 2 ofrece un resumen de la historia de la banca nicaragüense. Por su parte, la sección 3 contiene el marco teórico que sustenta la investigación, donde se destaca la importancia de la competencia en la industria bancaria, así como las diferentes herramientas que han sido utilizadas para medir el grado de competencia; la sección 4 presenta la metodología del estudio; la sección 5 los resultados obtenidos; la sección 6 se destina para los comentarios finales.

2 Historia de la Banca Nicaraguense: 1980-2018

El siguiente apartado proporciona un resumen de los principales hitos del sistema bancario nicaragüense desde 1980 hasta 2018, con especial énfasis en las transformaciones en su estructura (cuota de mercado, número de bancos, absorciones y quiebras bancarias) y políticas económicas que han conllevado al establecimiento de la banca privada que predomina en la actualidad.

Al respecto, Ansorena (2007) identifica cuatro periodos que son importantes para explicar el curso que tomó la banca desde 1980: i) periodo de banca nacionalizada (1980-1990), ii) periodo de apertura y crecimiento de la banca privada (1990-2000), iii) periodo de crisis bancaria (2000-2002) y iv) periodo de consolidación y concentración bancaria (2002-2005).

2.1 Periodo de banca nacionalizada (1980-1990)

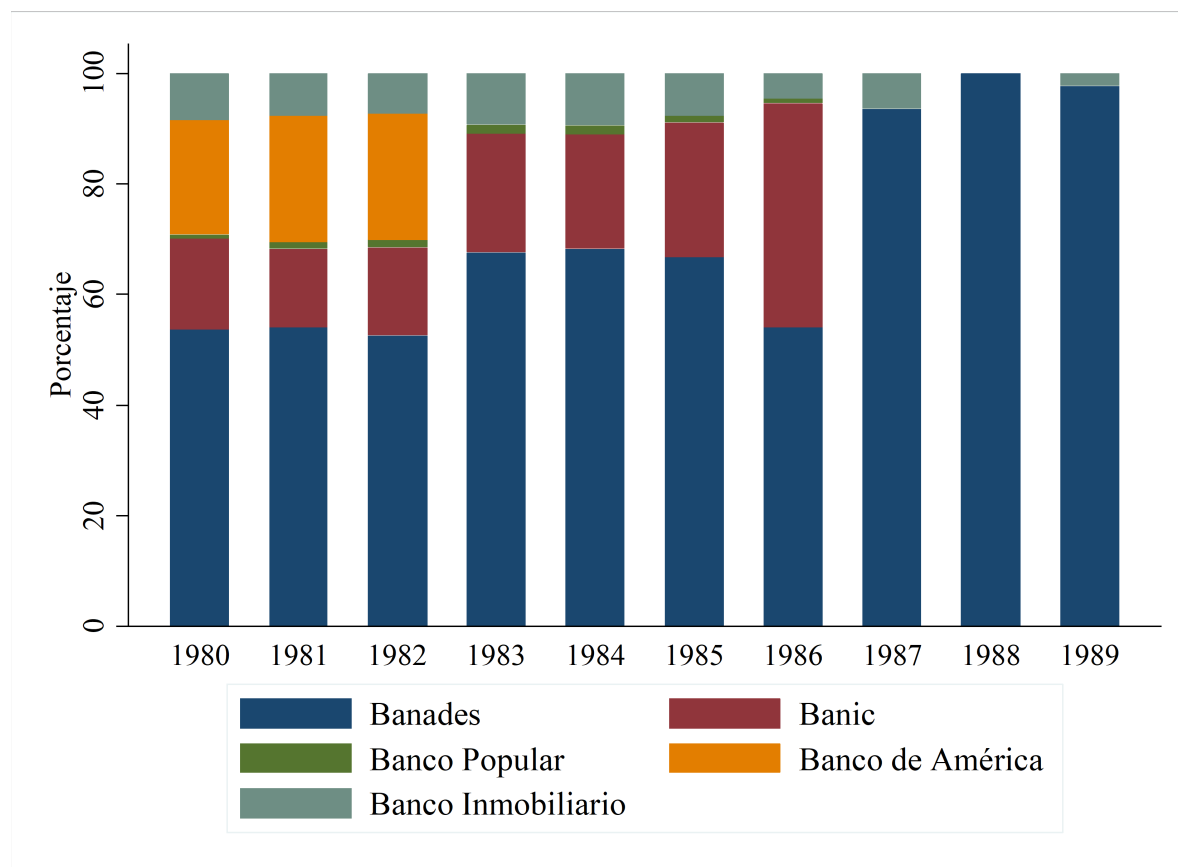
A inicios de los años ochenta, mediante el Decreto Ejecutivo No. 25 aprobado en 1979, las instituciones privadas del sistema financiero fueron nacionalizadas. La racionalidad detrás de tal reestructuración consistía en contar con un sector financiero que impulsara el desarrollo económico (SIBOIF 2004).

Si bien se realizaron diversos cambios, lo importante a destacar es que en este periodo el sistema bancario estaba completamente dominado por la banca estatal, con los siguientes bancos operando: Banco Nacional de Desarrollo (BANADES), Banco de Crédito Popular, Banco Nicaragüense (BANIC), Banco de América y Banco Inmobiliario.

A manera de ilustración, la figura 1 proporciona un panorama de la distribución del tamaño de la banca estatal en base al total de sus activos. Como se puede advertir, los cinco bancos antes mencionados poseían la totalidad de los activos del sistema bancario, con una nula participación

de capital privado en tal década. Asimismo, cabe resaltar que el banco más grande, en términos de sus activos, era el BANADES por dos razones: i) su presencia histórica en el mercado de intermediación financiera y ii) constituía el banco con mayor captación de depósitos y otorgamiento de créditos (Revilla 1996).

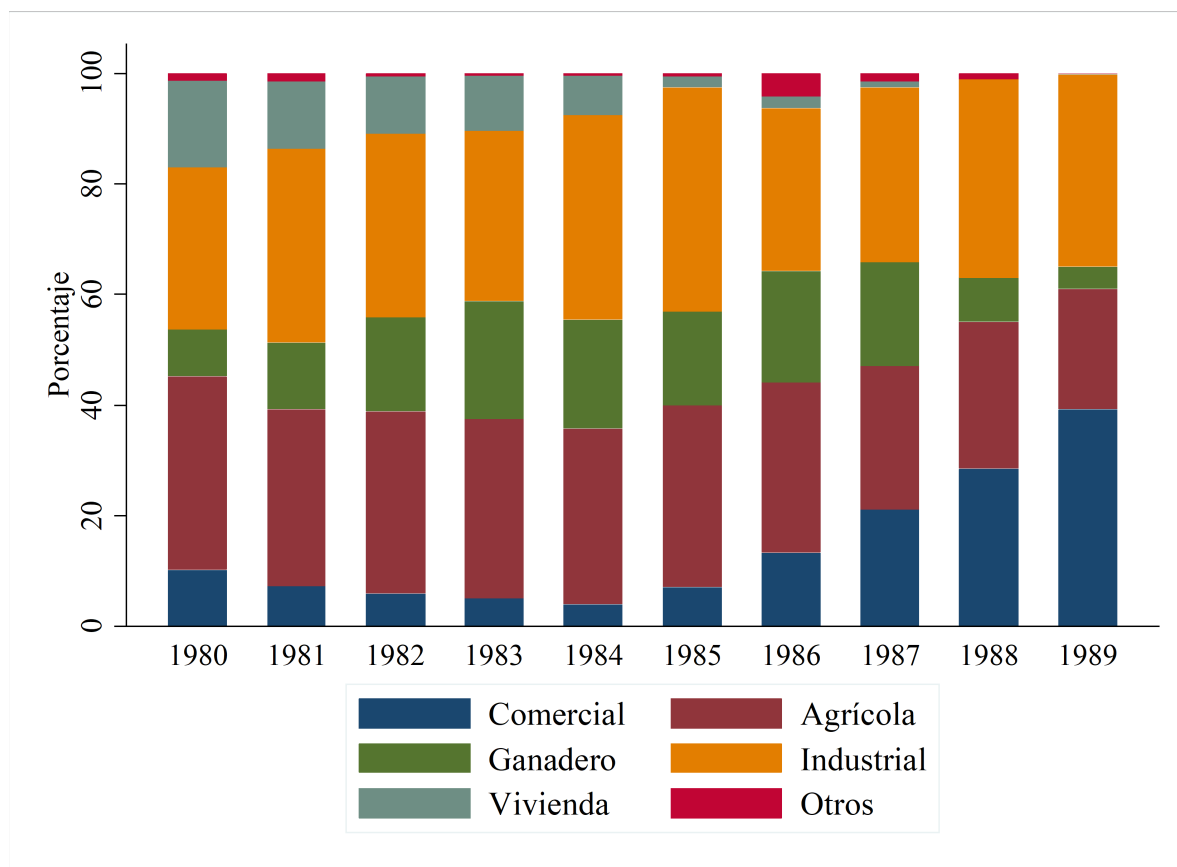
Figura 1: Tamaño de la banca estatal: porcentaje de activos totales del Sistema Bancario Nicaragüense



Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCN

De igual forma, resulta interesante considerar la manera en que se encontraba desagregado el crédito de los bancos estatales. La figura 2 muestra que gran parte de la cartera de crédito por destino se hallaba concentrada en los sectores agrícola e industrial, cuya suma representaba cerca del 60 % de la cartera.

De esta forma, los bancos estatales dominaban completamente el sistema bancario, canalizando los recursos hacia las actividades productivas que formaban parte de la política de reconstrucción, transformación y desarrollo del país (FMI 1994).

Figura 2: Cartera de crédito por destino 1980-1989: porcentaje.

Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCN

2.2 Periodo de apertura y crecimiento de la banca (1990-2000)

Los años noventa constituyen un periodo medular que marcará el surgimiento del capital privado en la industria bancaria. A inicios de 1991, Nicaragua firma un acuerdo *Stand By*, el cual requería modificaciones en las políticas económicas implementadas. En cuanto a las políticas financieras, el programa de reforma señalaba tres puntos importantes (FMI 1991):

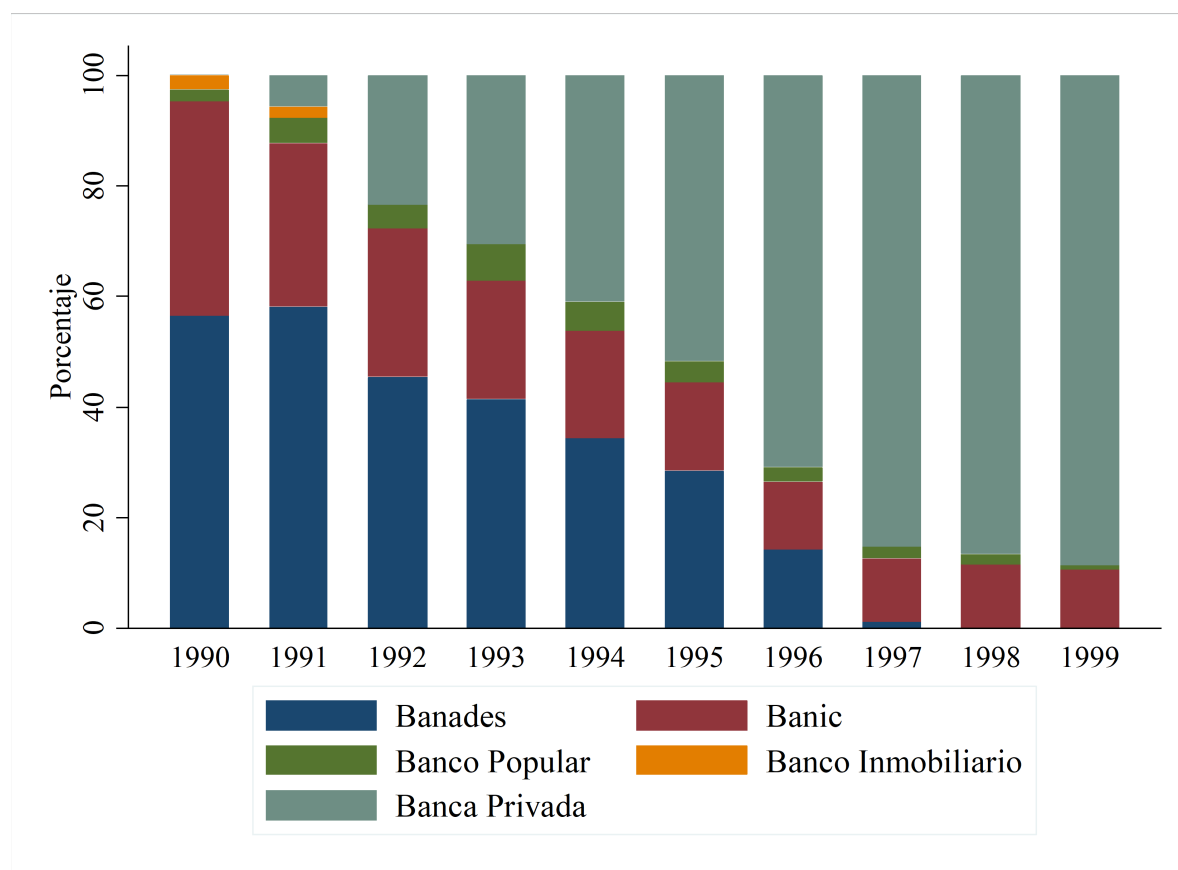
- La reestructuración de las cinco instituciones financieras estatales: La estrategia consistía en la eliminación de préstamos con baja probabilidad de repago, recapitalización de los bancos y sujeción de los mismos a la regulación de la Superintendencia de Bancos.
- Se permite el surgimiento de la banca privada.
- Se establece la creación de una nueva ley donde se definen las funciones de la Superintendencia de Bancos.

Tres años más tarde, en el marco de reactivación económica, Nicaragua se suscribe al primer programa de ajuste estructural denominado “Servicio Reforzado de Ajuste Estructural” (ESAF, por sus

siglas en inglés), cuyo eje central de acción en cuanto al sector financiero se enfocaba en enfrentar el problema de altos costos operativos y recuperación de préstamos que experimentaban los dos bancos más grandes del sistema: BANADES y BANIC (FMI 1994).

De esta forma, dentro de las medidas adoptadas en el marco del primer ESAF se encontraba evitar la recapitalización de los bancos estatales con recursos del gobierno, lo cual incluía el financiamiento neto del banco central a los bancos estatales, asimismo, reducir las pérdidas operativas del BANIC (FMI 1994).

Figura 3: Porcentaje de los activos totales del sistema bancario.



Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCN

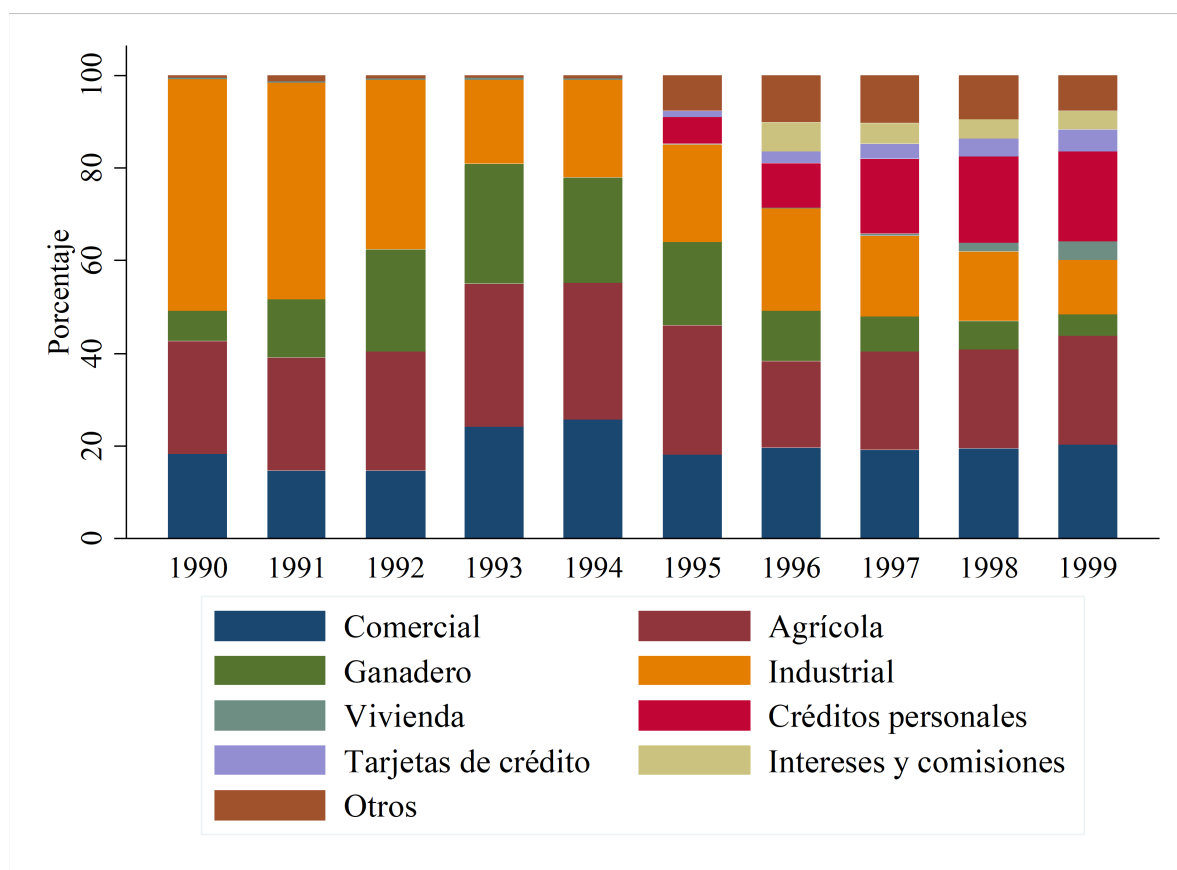
Finalmente, en 1998 se concreta el segundo ESAF, el cual consideraba dentro de sus reformas financieras la venta de por lo menos 80 % de los activos del BANADES y cancelar su licencia para operar como intermediario financiero y, por otro lado, privatizar el BANIC (BCN 1998).

Producto de estas medidas orientadas hacia la liberalización y privatización, el sistema bancario experimentó una reducción marcada de la presencia de la banca estatal. Al respecto, a inicios del año

2000, estaban autorizados para operar doce bancos, de los cuales uno era de propiedad estatal (SIBOIF 2001). De la figura 3 se advierte que en el año de 1995 la banca estatal había perdido cerca del 50 % de su presencia en el sistema bancario, reduciéndose hasta llegar a menos del 20 % en el año 1999.

Asimismo, la figura 4 refleja que producto de tal ajuste el proceso de intermediación financiera experimentó cambios. A inicios del año 1995, la banca comienza un proceso de diversificación de su cartera, al surgir nuevos destinos como el crédito personal y tarjetas de crédito.

Figura 4: Cartera de crédito por destino 1990-1999: porcentaje.



Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCN

2.3 Periodo de crisis bancarias

En el año 2000 el sector bancario inicia a experimentar una serie de acontecimientos que atentaban contra su estabilidad. En dicho periodo, se confirmó la suspensión del Banco de Crédito Popular de operar como banco y se efectuó la disolución voluntaria del PRIBANCO y la posterior adquisición de sus activos por parte de BANPRO. Paralelamente, se llevaron a cabo las liquidaciones forzosas del Banco Intercontinental (INTERBANK) y del Banco de Café, este último absorbido por el Banco de Finanzas (BDF) (SIBOIF 2001). Al año siguiente, el Banco Mercantil (BAMER) fue intervenido y el Banco Nicaragüense de Industria y Comercio fue declarado en estado de liquidación forzosa (SIBOIF 2002).

Dentro de las causas de las intervenciones, suspensiones y liquidaciones de gran parte de los bancos (tanto privados como estatales) se encuentra la alta concentración de créditos, los préstamos a partes relacionadas, el deterioro de cartera, la colusión, la politización del crédito, la descapitalización producto de malos préstamos, la iliquidez, los problemas de solvencia, entre otros elementos (SIBOIF (2001) y SIBOIF (2002)).

2.4 Periodo de concentración y consolidación bancaria

En este periodo, Revilla (1996) puntualiza que la crisis provocó la concentración y capitalización del sistema bancario producto de la absorción de BANPRO de tres entidades (PRIBANCO, INTERBANK y BANIC), la absorción del BDF del Banco de Café, y absorción del Banco de Crédito Centroamericano (BANCENTRO) del BAMER.

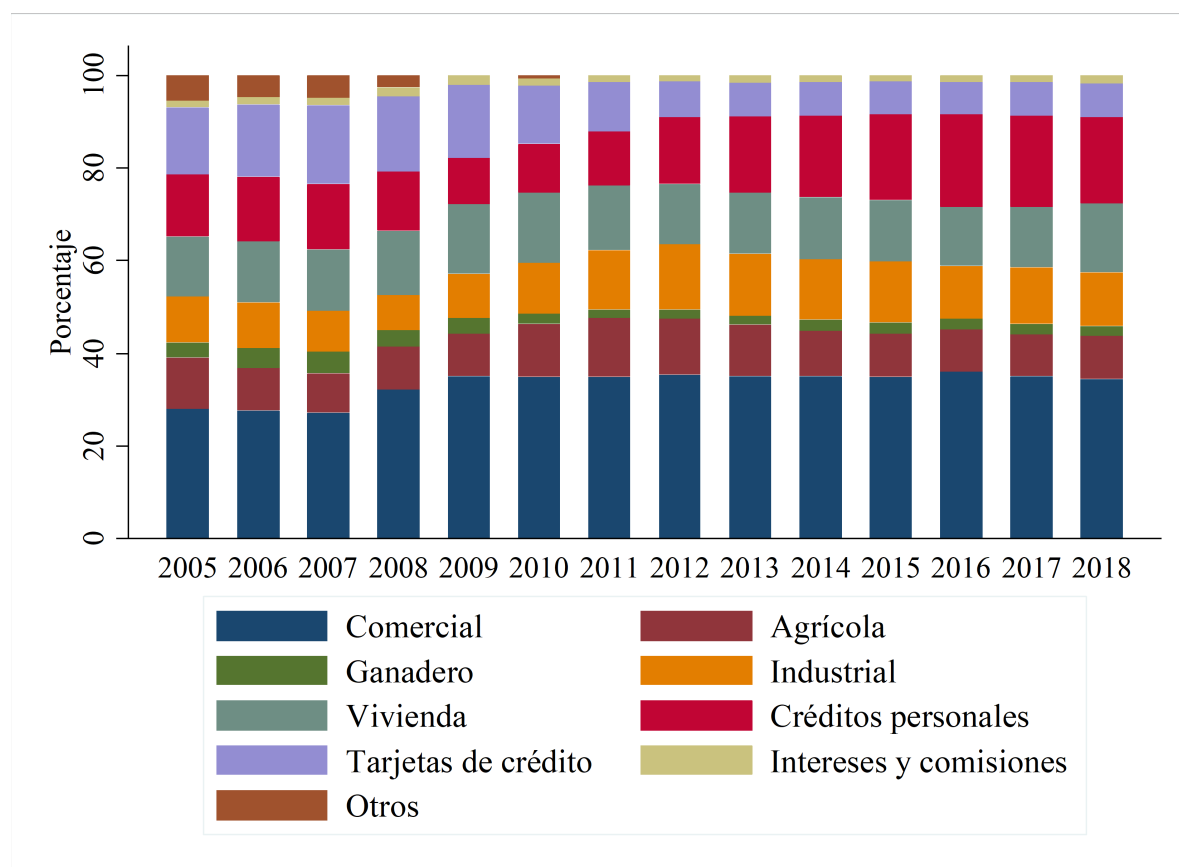
De esta forma, en 2005 operaban seis bancos privados y un banco estatal de segundo piso. Los bancos privados que operaban en ese entonces eran: BANPRO, BDF, Banco de América Central (BAC), Banco Uno (UNO), BANCENTRO y Banistmo Nicaragua (BANITSMO) (SIBOIF 2006).

2.5 Periodo 2008-2018

Los años 2008-2018 constituyen el periodo donde la diversificación de la cartera de crédito alcanza su desarrollo. La figura 5 muestra, por ejemplo, cómo el crédito personal adquiere mayor peso en la cartera del sistema bancario a lo largo de los años, asimismo, se advierten otros destinos como el crédito hipotecario.

Luego de los cambios estructurales experimentados a partir de 1998, la industria bancaria pasó a ser dominada por el capital privado. Algunas consideraciones para este periodo es la entrada y salida de bancos. Por ejemplo, BANEX que antes de 2008 era una financiera denominada “Financiera Nicaragüense de Desarrollo (FINDESA), se vio en una situación de liquidación forzosa en el año 2010 (SIBOIF 2010). Otro caso lo constituye el banco HSBC (antes del 23 de Julio de 2007 BANITSMO) que se liquidó de forma voluntaria en 2009 y se convirtió en una oficina de representación (SIBOIF 2010).

Figura 5: Cartera de crédito por destino 2008-2018: porcentaje.



Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCN

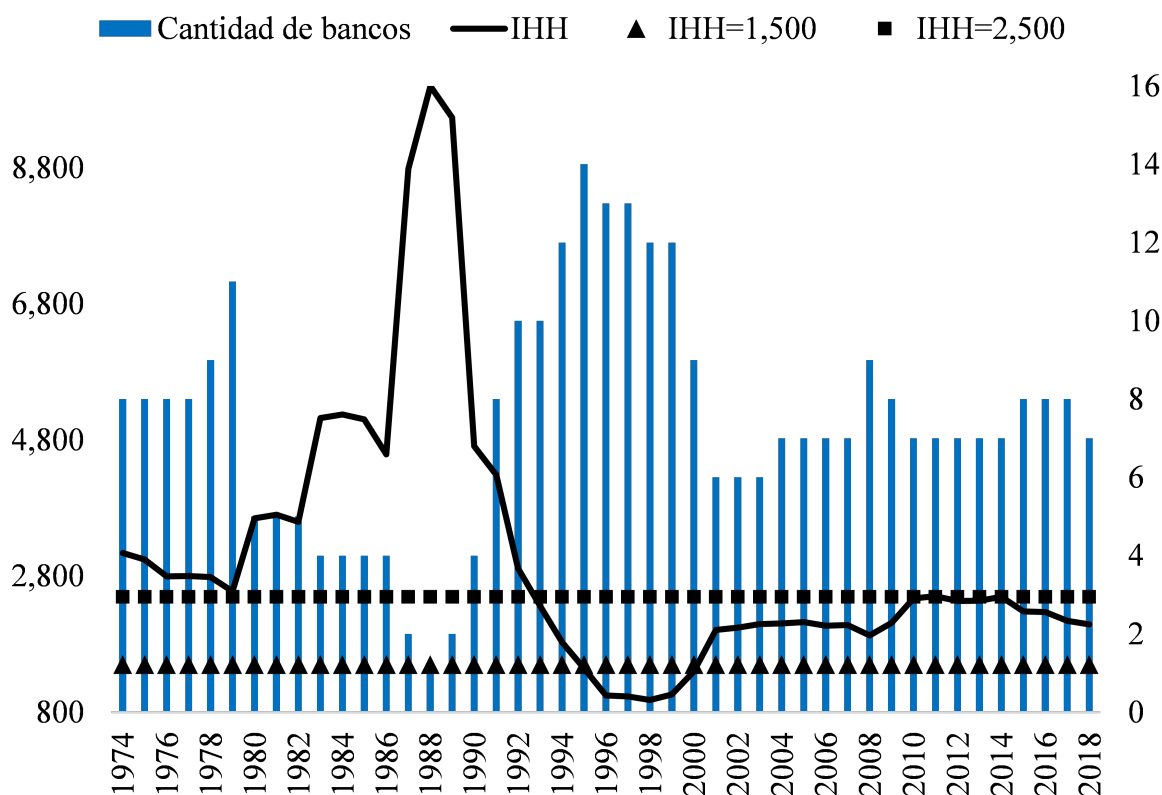
2.6 Análisis comparativo de las etapas del Sistema Bancario

La figura 6 muestra el índice de concentración Herfindahl-Hirschman (IHH) y el número de bancos en el sistema para el periodo 1974-2018. El IHH se interpreta mediante rangos: mercado no concentrado $IHH < 1,500$, moderadamente concentrado $1,500 < IHH < 2,500$ y altamente concentrado $IHH > 2,500$. El IHH aumenta cuando se reduce el número de entidades y cuanto mayor es su participación de mercado (DJFT 2010).

Complementando la información de la figura 6 con la figura 1, se advierte que el incremento en el IHH para el periodo 1980-1989 es producto de la reducción del número de bancos, así como por el incremento en la participación de mercado del BANADES, estableciéndose de esta forma un mercado altamente concentrado.

No obstante, en la década de los noventa la concentración del sistema bancario experimentó un cambio sustancial. A como se indicó en la sección 2.2, este periodo se caracterizó por la apertura y crecimiento de la banca producto de la suscripción del acuerdo *Stand By* y dos ESAF, los cuales,

Figura 6: Índice de concentración Herfindahl-Hirschman (IHH) de activos (eje izquierdo) y cantidad de bancos (eje derecho).



Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCN

entre otras cosas, propiciaron el surgimiento del capital privado en la industria.

De esta forma, el IHH muestra una reducción dramática para la década de los noventa. Al integrar la figura tres en el análisis, se observa que el tamaño de la banca privada por activos creció hasta llegar a un 80 % de los activos totales del sistema, con cerca de 12 bancos operando. Todos estos elementos favorecieron a la instauración de un mercado no concentrado en el sistema bancario.

En este punto, si únicamente se analizara el sistema bancario de los años noventa a partir del IHH (paradigma ECD), dejando por fuera los determinantes de la competencia señalados por Claessens y Laevens (2004), como la contestabilidad del mercado, se concluiría, de manera equivocada, que el sistema bancario de los noventa era altamente competitivo (puesto que el IHH señala un mercado no concentrado).

En cambio, al considerar las características del mercado, se advierte que los años noventa constituyen el periodo de liberalización económica que da lugar al surgimiento de la banca privada, la cual entra a competir con una banca estatal protegida e instaurada para impulsar el desarrollo económi-

co por medio de la canalización de los recursos hacia las actividades productivas, principalmente, las relacionadas a la agricultura e industria (SIBOIF 2004).

Referente a esto, Revilla (1996) considera que dicha política favoreció a la creación de una estructura oligopólica en el sistema financiero, ya que profundizó la segmentación del mercado a favor de la banca estatal, generando una distorsión en el mercado porque imponía una barrera de entrada a la incipiente banca privada, debido a que los segmentos productivos (agrícola e industrial) ya se encontraban saturados por la banca estatal. Por tal motivo, la cartera de la banca privada se concentró en los sectores personal y comercial, no por un tema estratégico o de rendimiento, sino por el tamaño y comportamiento del BANADES.

Estos hallazgos ponen de manifiesto la debilidad de los índices de concentración como proxies de la competencia de un mercado. En este caso particular, se observa que, a pesar que los años noventa constituyen el periodo con mayor número de bancos en el sistema (mercado no concentrado), la presencia de políticas que segmentaron el mercado a favor de la banca estatal (contestabilidad del mercado) y el hecho que la banca privada estaba iniciando sus operaciones, son elementos que favorecieron a la instauración de un mercado oligopólico a lo *Stackelberg*.

Continuando con el análisis, la tabla 1 reproduce el índice de concentración industrial de los primeros cuatro bancos para el periodo 1992-1995 y 2008-2018. En este sentido, se observa que la cuota de mercado del banco más grande (BANADES) en el periodo 1992-1995 iba en descenso, mientras que en los años comprendidos entre 2008-2018, la cuota del banco más grande (BAN-PRO) se mantuvo constante. Este comportamiento es similar cuando se considera los dos, tres y cuatro bancos más grandes del sistema por activos.

Tabla 1. Índice de concentración industrial por activos de los primeros cuatro bancos.

Cantidad de bancos	1992	1993	1994	1995	2008	2012	2017	2018
1	0.45	0.41	0.34	0.28	0.28	0.32	0.28	0.29
2	0.72	0.63	0.54	0.44	0.51	0.59	0.53	0.53
3	0.78	0.7	0.62	0.54	0.71	0.82	0.77	0.75
4	0.85	0.75	0.69	0.63	0.81	0.92	0.87	0.81

Nota: El índice corresponde a la suma de la cuota de mercado hasta el i-ésimo banco.

Fuente: Elaboración propia basado en datos del BCN y Revilla (1996).

Es decir, según el índice de concentración industrial por activos, el sistema bancario en el periodo 2008-2018 se caracterizó por ser más concentrado que en los años 1992-1995, lo cual es respaldado por el IHH, que pasó de un mercado no concentrado a un mercado moderadamente concentrado a partir del año 2000. Es decir, los elevados índices de concentración mostrados en la tabla 1 sugieren la instauración de una estructura de mercado menos competitiva para el periodo 2000-2018 (según el paradigma ECD). Esta conclusión derivada a partir de los índices de concentración se comparará con los resultados obtenidos al estimar el modelo de Panzar y Rosse en la sección de resultados.

3 Marco Teórico

3.1 Escuelas de pensamiento de la teoría de la organización industrial

En la literatura se pueden identificar dos escuelas de pensamientos o paradigmas bajo los cuales se comprende e interpreta la dinámica de los mercados a nivel microeconómico. El primer esquema fue impulsado por Joe Bain y Edward Mason, el cual se denomina “Estructura-Conducta-Desempeño” (ECD). Según Tirole (1988), el paradigma ECD establece que la estructura de mercado, entendida como el número de participantes, grado de diferenciación de productos, estructura de costos, etc, define la conducta de las firmas (como el establecimiento del precio), elementos que en última instancia impactan en su desempeño en términos de rendimiento, *mark-up*, eficiencia, entre otros.

La segunda corriente inicia en la década de los setenta, la cual Bresnahan (1989) denomina la “Nueva Organización Industrial Empírica” (NEIO, por sus siglas en inglés). Esta nueva corriente de pensamiento realiza una crítica hacia el paradigma ECD, resaltando que la causalidad entre la estructura y la conducta no es necesariamente unidireccional (de la estructura hacia la conducta), lo cual implica que la estructura es endógena (Lee 2007).

Desde una perspectiva teórica, la competencia tipo Bertrand ejemplifica la validez de la crítica de la NEIO, porque evidencia cómo el comportamiento de los agentes es el que determina la estructura de mercado y que, incluso en un mercado altamente concentrado, es posible alcanzar el equilibrio competitivo. En la competencia tipo Bertrand, se observa que el equilibrio competitivo se alcanza únicamente con dos participantes (los cuales se reparten la cuota del mercado), lo cual contrasta con el enfoque ECD, ya que este requiere un número importante de agentes en el mercado para lograr la solución competitiva.

Por ende, se advierte que la estructura (tradicionalmente descrita por el número de participantes o indicadores de concentración) no explica el grado de competencia del mercado en cuestión, ya que, según la teoría de la contestabilidad, es posible pensar en mercados altamente concentrados con comportamiento competitivos (Baumol 1982). En esta línea, Claessens y Laevens (2004) proponen cuatro categorías de variables como determinantes del grado de competencia, a saber:

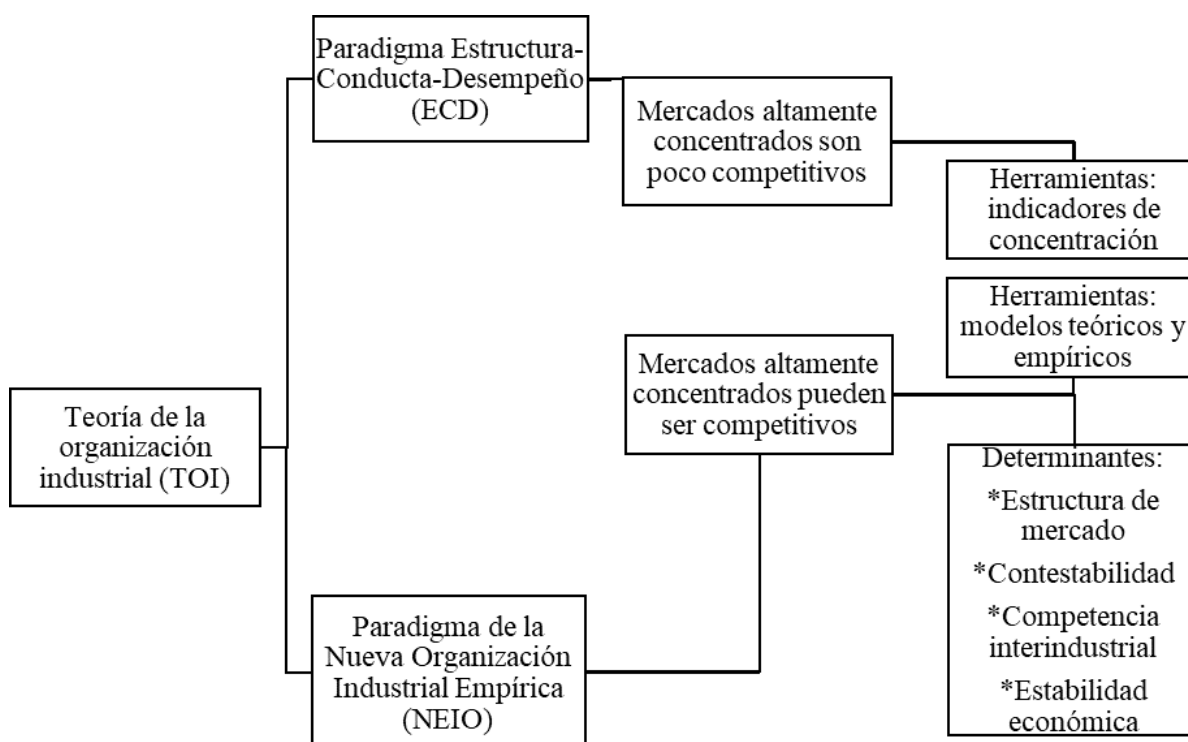
- Estructura de mercado: i) ratio de concentración de los depósitos de los 5 bancos más grandes (medida de concentración del sistema bancario), ii) logaritmo del número de bancos por millón de habitantes (proxy de densidad bancaria), iii) propiedad bancaria extranjera (fracción de los activos del sistema bancario que son de propiedad extranjera).
- Contestabilidad: i) restricciones de actividad (medida de la habilidad de los bancos de llevar a cabo otras actividades como las concernientes al mercado de valores, seguros e inmobiliario) y ii) restricciones de entrada (medida de las restricciones de entrada a la industria bancaria).
- Competencia interindustrial: i) tamaño de la capitalización del mercado de valores con respecto al Producto Interno Bruto (PIB) (medida del grado de competencia que enfrentan los bancos comerciales proveniente de los mercados de capitales), ii) cantidad de primas anuales de seguros de vida como porcentaje del PIB (medida de la competencia proveniente de las instituciones financieras no bancarias).

- Grado de desarrollo: i) logaritmo del PIB per cápita, ii) tasa de inflación e iii) índice de derechos de propiedad.

En este sentido, se observa que el paradigma de la NEIO toma en consideración otros factores adicionales a la concentración del mercado, como la contestabilidad (existencia de restricciones de entrada al sector) y la estabilidad económica dentro de los determinantes del grado de competencia.

Desde el punto de vista empírico, la NEIO también aportó mejoras de carácter metodológico. Con relación a esto, Bresnahan y Schmalensee (1987) destacan los cambios en cuanto al objeto de estudio, que pasó a enfocarse en la firma, dando mayor importancia a las características idiosincráticas o heterogeneidad de las mismas. Otro aspecto importante según los autores son los avances tanto en los modelos teóricos como econométricos, en los que destacan los modelos de poder de mercado propuestos por Bresnahan (1982), Iwata (1974) y Panzar y Rosse (1987).

Figura 7: Paradigmas de la teoría de la organización industrial



Elaboración propia en base a Claessens y Laeven (2004) y Tirole (1988).

La figura 7 ofrece un resumen de los aspectos importantes de las dos escuelas de pensamiento abordadas, con énfasis en las diferencias en cuanto al entendimiento de la competencia o poder de mercado. Por un lado, el paradigma ECD realiza una homologación de los términos “concentración” y “competencia”, concluyendo que mercados altamente concentrados (basado en índices de concentración) son necesariamente poco competitivos, mientras que mercados poco concentrados

son más competitivos, es decir, la concentración de mercado es una condición necesaria y suficiente para determinar el comportamiento de los agentes y, por ende, el desempeño del mercado.

Por su parte, la NEIO propone estudiar directamente el comportamiento de los bancos comerciales utilizando modelos teóricos y empíricos. Como tal, esta escuela plantea la posibilidad de encontrar mercados altamente concentrados que exhiban comportamientos competitivos, debido a que es el comportamiento de los agentes el que determina la estructura del mercado y, adicionalmente, considera la contestabilidad del mercado y la estabilidad económica como condicionantes de la competencia.

3.2 Literatura que analiza la competencia del sistema bancario

Referente a la literatura que analiza la competencia del sistema bancario, es preciso citar el trabajo de Claessens y Laevens (2004). Dichos autores estiman el modelo de Panzar y Rosse sobre el sistema bancario de 50 países, asimismo, estudian la relación entre esta medida de competencia con otras características del sistema bancario de cada país, como el régimen regulatorio. Los resultados encontrados indican que sistemas bancarios con presencia de capital extranjero y pocas barreras de entrada y de actividad son más competitivos. En la misma línea, no encuentran evidencia que el *H* estadístico se relacione negativamente con la concentración del mercado. Por último, los hallazgos del estudio sugieren que la contestabilidad del mercado determina efectivamente la competencia, por medio de la entrada de bancos extranjeros al sistema y reduciendo las restricciones de actividad de los bancos.

Por otro lado, el trabajo de Gelos y Roldos (2002) se enfoca en analizar el proceso de consolidación en los sistemas bancarios de economía emergente de América Latina y Europa en el periodo 1994-2000 y su impacto en la estructura de la industria. Los resultados señalan que, en América Latina, producto de las crisis y la entrada de bancos extranjeros al sistema, la reducción del número de bancos estuvo acompañada de un incremento en los niveles de concentración de mercado, contrastando con la experiencia de Europa Central y Asia, donde la reducción del número de bancos redujo o mantuvo los niveles de concentración históricos.

Asimismo, Gelos y Roldos (2002) estiman el modelo de Panzar y Rosse y encuentran que los sistemas bancarios de economía emergentes se caracterizaron por exhibir competencia monopolística (*H* estadístico entre cero y uno). Basados en los resultados del modelo y las características del proceso de consolidación de las economías emergentes de América Latina, los autores indican que las bajas barreras de entrada, aunado al incremento de la participación de capital extranjero en la industria, son elementos que compensaron cualquier efecto negativo que la consolidación del sector bancario pudiera haber ejercido sobre el grado de competencia.

De manera similar, Bikker y Haaf (2002) realizan una revisión teórica y empírica de las diferentes herramientas que han sido utilizadas para medir la competencia en el sistema bancario. Los investigadores puntualizan que la evidencia empírica obtenida de los índices de concentración aplicados a los sistemas bancarios de Estados Unidos y Europa es ambigua. Por otro lado, señalan que la conclusión mayoritaria de los artículos que estimaron el modelo de Panzar y Rosse en el sistema bancario europeo es la competencia monopolística.

Por otro lado, el estudio de Buchs y Mathisen (2005) analiza la competencia y eficiencia del sistema bancario de Ghana en el periodo 1998-2003. Mediante la estimación del modelo de Panzar y Rosse, los autores encuentran un H estadístico igual a 0.55, concluyendo que el sistema bancario de Ghana evidencia una estructura de oligopolio. Por otro lado, dado el problema de infraestructura de telecomunicaciones en Ghana, el análisis del efecto parcial del costo unitario del capital (otros gastos/activos fijos) sobre los ingresos muestra un signo positivo, lo cual, según los autores, es indicativo de la importancia y necesidad de una infraestructura adecuada en el sistema bancario de Ghana. Asimismo, el efecto parcial del costo unitario del personal (gastos de personal/total de crédito y depósitos) y el costo unitario de los fondos (gastos por intereses/total de depósitos) es positivo, evidenciando la importancia del capital humano y la captación de fondos sobre el proceso de intermediación de fondos.

En el plano regional, resalta el estudio de Avalos y Trillo (2006) enfocado en la competencia bancaria de México en el periodo 2000-2004. En dicho artículo, se analiza el estado de la competencia en el sector financiero en México desde la perspectiva estructural (mediante índices de concentración) y de mercados impugnables o contestables, concluyéndose que el análisis tradicional de estructura y concentración no implica necesariamente un análisis de competencia. De esta forma, basados en la teoría de mercados contestables, los investigadores recomiendan reducir las barreras de entrada en el mercado de tarjetas de crédito, ya que los bancos comerciales evidencian poder de mercado debido a la ausencia de sustitutos perfectos (competencia interindustrial). Tal medida, según los autores, favorecería a la entrada de nuevos agentes y disminuiría el margen financiero en beneficios de los consumidores y la competencia en el sector.

En Argentina, se encuentra el estudio de Pajón (2017) quien evalúa la competencia del sistema bancario argentino en el periodo 2006-2016 mediante la estimación del modelo de Panzar-Rosse. Por medio de la estimación de modelos de datos de panel bajo efectos fijos con corrección de errores de Driscoll y A. Kraay (1998), el autor concluye que el sistema bancario argentino actuó bajo condiciones de competencia monopolística.

En Costa Rica, es preciso citar el estudio de Durán et al. (2009), quienes examinan la competencia del sistema financiero costarricense mediante la estimación del modelo de Panzar-Rosse y Shaffer para el periodo 1995-2009. Al respecto, los autores resaltan que, a diferencia de la región de Centroamérica y República Dominicana (CAPARD), el sistema financiero costarricense (conformado por 60 entidades de intermediación financiera en 2009) se encontraba dominado por la banca estatal compuesta por tres bancos, los cuales capturaban el 56 % de los activos totales del sistema bancario (de 12 bancos privados). Los resultados del artículo indican un H igual a 0.86 (estadísticamente diferente de uno) para el sistema financiero nacional, lo cual, aunado a las características del sector, les permite concluir que los intermediarios financieros siguen estrategias de competencia al estilo *Stackelberg*, siendo la banca estatal la firma líder.

Por su parte, la literatura que estudia el grado de competencia en el sistema bancario de Nicaragua se puede clasificar dentro del paradigma ECD. La razón estriba en que las conclusiones de los autores recaen en la interpretación de los resultados obtenidos por medio de los índices de concentración, considerados como *proxies* de la competencia.

Por ejemplo, los investigadores Rivas y Canales (2016), evalúan la concentración del sector bancario para el periodo 2007-2015. La metodología empleada descansa en la construcción de tres indicadores de concentración: índice de ojiva (OJV), índice de dominancia (ID) e índice Herfindahl-Hirschman (IHH). Los autores concluyen que, si bien la estructura de mercado del sistema bancario es altamente concentrada, no presenta una competencia monopolista hostil, debido a la expansión de los activos del sistema en el periodo de estudio.

Del trabajo de Rivas y Canales (2016) se advierte que los autores realizan una distinción entre concentración y competencia, destacando que, a pesar de la alta concentración del sector, este no presenta una competencia monopolista hostil. No obstante, los autores no proporcionan evidencia empírica que respalde la conclusión de que el sistema bancario no presenta una competencia monopolística hostil.

Por su parte, Clevy (2015) realiza un estudio donde testea el efecto de la estructura y concentración de la industria bancaria nicaragüense sobre la magnitud y velocidad de ajuste de las tasas de interés pasivas ante cambios en sus determinantes externos. El marco teórico que sustenta su investigación se divide en dos hipótesis:

- Estructura de mercado que determine precios no competitivos (*structure-performance hypothesis*): La hipótesis plantea menores precios (tasa de interés pasiva) para los depositantes en mercados concentrados, debido al comportamiento no competitivo reflejado en dichos mercados.
- Eficiencia natural de las firmas con alta participación de mercado (*efficient-structure hypothesis*): La hipótesis señala mayores precios (tasa de interés pasiva), producto de la mayor eficiencia exhibida por las firmas con alta participación de mercado.

Los resultados encontrados por Clevy (2015) le permiten concluir que “la creciente concentración del mercado de depósitos, así como el poder de mercado ejercido por cada entidad financiera han incidido sobre la economía nicaragüense, a través de una mayor rigidez en las tasas de captaciones”. Sin embargo, de Baumol (1982), Northcott (2004) y Claessens (2009) se sabe que tanto un mercado competitivo como uno con poder de mercado pueden exhibir eficiencia, asimismo, que mercados altamente concentrados pueden presentar comportamientos competitivos. Es decir, la homologación de los términos “concentración” y “competencia” sugerido por el paradigma ECD no permite identificar, en estricto sentido, el efecto causal de la competencia sobre las variables de interés, en este caso, las tasas de interés pasivas.

Finalmente, Revilla (1996) realiza un estudio del sistema bancario para los años 1992-1996. El autor, basado en índices de concentración, concluye que el sistema bancario en dicho periodo se caracterizó por ser un oligopolio a lo *Stackelberg*, donde la firma líder era el Banco de Desarrollo (BANADES) debido a su alta cuota de mercado (45 % del total de activos del sistema bancario en 1992) y presencia histórica en el mercado.

3.3 Modelo Panzar y Rosse

El estudio de la competencia en la industria bancaria se circunscribe en el análisis de los determinantes que explican la maximización de beneficios por parte de estos. Al respecto, Bikker y Bos (2005) identifican cuatro elementos importantes al hablar del proceso de maximización de beneficios, a saber: preferencia al riesgo, estructura de incentivos, poder de mercado y eficiencia.

De acuerdo al objetivo de la presente investigación, resulta de especial importancia el poder de mercado como determinante de la actitud maximizadora de los bancos. Dentro de los modelos de poder de mercado, los más prominentes son: Bresnahan (1982), Iwata (1974) y Panzar y Rosse (1987).

Referente al modelo desarrollado por Panzar y Rosse (1987), Bikker y Bos (2005) indican que este modelo estima el comportamiento de los bancos en base a estática comparativa sobre la ecuación reducida de ingresos bajo los siguientes supuestos:

- Los bancos operan en el equilibrio de largo plazo.
- El desempeño del banco debe estar influenciado por las acciones de los demás bancos.
- La elasticidad precio de la demanda ν_D es mayor a 1 en valor absoluto.
- Estructura de costos homogénea.

En este sentido, la derivación del modelo teórico se puede consultar en Panzar y Rosse (1987). No obstante, su contraparte empírica planteada por Bikker et al. (2012) se presenta a continuación:

Cada banco i enfrenta la siguiente función de costo marginal:

$$\ln(MC_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(OUT_t) + \sum_{i=1}^m \beta_i \ln(FIP_{i,t}) + \sum_{j=1}^p \gamma_j \ln(EX_{COST_{j,t}}) \quad (1)$$

Donde:

MC : costo marginal. OUT : producto del banco².

FIP : precios de los insumos. EX_{COST} : otras variables exógenas a la función de costo.

Asimismo, la función de ingreso marginal:

$$\ln MR_t = \delta_0 + \delta_1 \ln OUT_t + \sum_{k=1}^q \zeta_k \ln(EX_{REV_{k,t}}) \quad (2)$$

Donde:

MR : ingreso marginal. EX_{REV} : variables relacionadas a la demanda específica de cada banco.

De esta forma, un banco maximizador de beneficios igualará el ingreso marginal a su costo marginal, conllevando:

²En el modelo teórico, el banco ofrece un único bien, que puede considerarse la intermediación de fondos (colocación de crédito).

$$\ln(OUT_t^*) = \frac{1}{\delta_1 - \alpha_1} [\alpha_0 - \delta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i \ln(FIP_{i,t}) + \sum_{j=1}^p \gamma_j \ln(EX_{COST_{j,t}}) + \sum_{k=1}^q \zeta_k \ln(EX_{REV_{k,t}})] \quad (3)$$

Considerando que el precio está determinado por la curva inversa de demanda³ (donde la elasticidad η determina la relación negativa entre precio y cantidad), a saber:

$$\ln(P_t^*) = \xi + \eta \ln\left(\sum_i OUT_{i,t}^*\right) \quad (4)$$

La ecuación de ingresos reducida se obtiene al multiplicar el producto de equilibrio por el precio, donde la especificación empírica queda de la siguiente forma:

$$\ln(ITR_t) = \alpha + \beta \ln(ARF_t) + \gamma \ln(PPE_t) + \delta \ln(PCE_t) + \sum_j \zeta_j \ln(BSF_{j,t}) + \eta \ln(OI_t) + \epsilon_t \quad (5)$$

Donde:

ITR: ingresos financieros totales.

OI: ratio entre otros ingresos y activos totales.

ARF: ratio entre los gastos por intereses y total de fondos (costo de fondeo).

PPE: ratio entre el gasto de personal y activos totales (precio del personal).

PCE: ratio entre el gasto en capital físico y los activos fijos (precio del capital).

BSF: factores específicos de cada banco, como perfil de riesgo o preferencia de liquidez.

De esta forma, la ecuación 5 se puede considerar una especificación genérica dado que existen variantes a la misma. Seguidamente, el estadístico H se define como la suma de las elasticidades de los tres insumos $H = \beta + \gamma + \delta$, donde $H = 1$ indica competencia perfecta, $0 < H < 1$ señala competencia monopolística o alguna forma de oligopolio y $H \leq 0$ sugiere cartel perfecto o monopolio. La intuición detrás de la construcción del estadístico H es desarrollada por Durán et al. (2009):

- Cuando la condición del mercado es un equilibrio competitivo de largo plazo, un aumento de 1 % en los insumos se traduce en un aumento equiproporcional hacia arriba de las curvas de costos, no afectando al producto porque el ajuste se da vía salida de empresas; por su parte, el precio aumenta en la misma proporción que los costos debido a que en un mercado en equilibrio competitivo el precio es igual al punto mínimo de la curva de costo promedio. Por tanto, dado un producto sin cambios y un aumento de precios, los ingresos aumentan, por ende, un aumento de 1 % en los insumos equivale a un estadístico $H = 1$.
- En el caso de un monopolio, dado el aumento de 1 % en los insumos, sus curvas de costos aumentan junto con el precio, no obstante, el equilibrio corresponde a la igualdad entre el ingreso marginal y el costo marginal, y considerando que el monopolio optimiza en la parte

³En los supuestos se define el valor absoluto de η mayor que 1 para indicar que se trabaja en la parte elástica de la curva de demanda. No obstante, en la especificación de la curva inversa de demanda, la relación negativa entre precio y cantidad está determinada por el signo de η , que es negativo.

elástica de la curva de demanda, los ingresos obtenidos serán menores a los percibidos antes del aumento en el precio de los insumos. En base a esto, el signo y magnitud del estadístico esperado es $H \leq 0$.

- Finalmente, en un mercado en competencia monopolística, un aumento de 1 % en los insumos incrementa las funciones de costo, no obstante, el aumento en la función de ingresos es menos que proporcional resultando en un H entre cero y uno.

A como puntualizan Panzar y Rosse (1987), lo que se busca responder es lo siguiente: ¿cuál será el cambio porcentual en los ingresos de equilibrio resultante de un cambio del 1 % en todos los precios de los factores? Luego, inferir que estructura de mercado es consistente con el comportamiento encontrado.

3.4 Modelo Empírico

Referente a la especificación y estimación del modelo empírico, Mustafa (2014) indica que han existido puntos de desacuerdo en cuanto a: la visión estática o dinámica del mercado, variable dependiente a utilizar, transformación de la variable dependiente, la introducción del tamaño del banco como variable de control y la interpretación del H estadístico.

En cuanto a la visión estática o dinámica del mercado, la relevancia de esto se resume principalmente en las repercusiones que tiene sobre el supuesto de que los bancos operan en equilibrio de largo plazo.

Otro aspecto para el cual no existe consenso es la variable dependiente a utilizar. Los investigadores Bikker et al. (2007) resaltan que diversos estudios toman como “ingreso” al ingreso por intereses, asumiendo que el proceso de intermediación es la piedra angular de la actividad de los bancos. Por otro lado, debido a que los bancos realizan otro tipo de actividades que generan ingresos, se ha considerado el total de ingresos como variable dependiente.

En este mismo orden de ideas, Bikker et al. (2007) puntualizan que es muy común en la literatura empírica encontrar estudios que escalan los ingresos (ya sean ingreso por intereses o totales) con respecto a los activos totales, o en su defecto incluir los activos totales como variable de control. El inconveniente con este tipo de transformación o especificación es que cambia la naturaleza e interpretación del modelo de Panzar y Rosse, pasando de una ecuación reducida de ingreso a una de precios, lo cual conduce a inferencias erróneas sobre la estructura del mercado y el grado de competitividad a través de un fuerte sesgo de H hacia uno.

Finalmente, un elemento que ha sido sujeto a debate es la interpretación del H estadístico. Comúnmente, este se analiza por medio de rangos, donde un estadístico H menor o igual a cero indica comportamiento de monopolio en la industria, si se encuentra entre cero y uno la industria se cataloga como oligopolio o competencia monopolística, mientras que si H es igual a uno es indicativo de competencia perfecta (Panzar y Rosse 1987).

No obstante, según Bikker et al. (2012), las derivaciones anteriores descansan bajo el supuesto de una curva de costos medios bien comportada y equilibrio de largo plazo. Entonces, si la curva de

costos medio es plana o hay desequilibrios, puede surgir un valor negativo de H bajo diversas condiciones, incluida la competencia a corto plazo o incluso a largo plazo. Sin embargo, según Mustafa (2014), tales casos especiales pueden considerarse posibilidades teóricas más que regularidades empíricas. Un análisis exhaustivo de los diversos casos especiales puede ser consultado en Shaffer y Spierdijk (2015).

4 Metodología

4.1 Datos

Los datos fueron obtenidos de la página web del Banco Central de Nicaragua (BCN) y la Superintendencia de Bancos y Otras Instituciones Financieras (SIBOIF). Estos corresponden a estados de resultado, estados de situación financiera e indicadores financieros de las siguientes entidades bancarias: BANPRO, BANCENTRO, BAC, BDF, FICOHSA, AVANZ, HSBC, BANEX y BANCORP. Los datos se listan en la tabla A-1 del anexo 1, los cuales abarcan el periodo de estudio 2008M1-2018M12.

Referente al tratamiento de los datos, las variables obtenidas del estado de resultado se anualizaron a fin de obtener cifras comparables con los saldos del balance. Posteriormente, se calcularon los ratios para construir las variables y se aplicó la aproximación de variación interanual con logaritmo natural (ver tabla A-1 del anexo 1).

Por otro lado, la técnica de análisis corresponde a datos panel. Al respecto, cabe puntualizar que previamente a la estimación se realizó la prueba de raíz unitaria Fisher para datos de panel a fin de verificar la estacionariedad de las variables utilizadas. La elección de dicho *test* se justifica por las consideraciones de Maddala y Wu (1999), quienes comparan la prueba de Levin-Lin (LL), Im-Pesaran-Shin (IPS) y Fisher y señalan que la validez asintótica del *test* Fisher depende de la dimensión temporal T (en contraposición al *test* IPS que depende de N), lo cual caracteriza al panel de datos del presente estudio, con $N=9$ y $T=120$. Los resultados indican que se rechaza la hipótesis nula de que todos los paneles contienen raíz unitaria para todas las variables.

4.2 Modelo

Bajo las consideraciones precedentes y la literatura consultada, el modelo empírico a estimar es el siguiente:

$$\begin{aligned} \ln(I_{i,t}) = & \alpha_{i,t} + \beta_{i,t} \ln(CF_{i,t}) + \gamma_{i,t} \ln(CP_{i,t}) + \delta_{i,t} \ln(CK_{i,t}) + \psi_{1,i,t} \ln(R_{i,t}) + \psi_{2,i,t} \ln(E_{i,t}) \\ & + \psi_{3,i,t} \ln(M_{i,t}) + \psi_{4,i,t} \ln(A_{i,t}) + \psi_{5,i,t} \ln(infl_t) + \psi_{6,i,t} \ln(imae_t) \quad (6) \\ & + \psi_{7,i,t} IHH_{i,t} + \psi_{8,i,t} S_{i,t} + \psi_{9,i,t} D18_t + \psi_{10,i,t} Dsuc_{i,t} + \epsilon \end{aligned}$$

Donde:

$\ln(I)$: variación interanual de los ingresos por cartera de crédito.

$\ln(CF)$: variación interanual de la razón de gastos financieros y obligaciones con el público.

$\ln(CP)$: variación interanual de la razón de gastos administrativos y activo total.

$\ln(CK)$: variación interanual de los gastos operativos entre bienes de uso y otros activos.

$\ln(R)$: variación interanual de la cartera de crédito entre activos totales.

$\ln(E)$: variación interanual de los activos improductivos brutos entre el activo total.

$\ln(M)$: variación interanual de las obligaciones con el público entre el pasivo total.

$\ln(A)$: variación interanual entre el capital total y el activo total.

$\ln(infl)$: variación interanual del IPC.

$\ln(imae)$: variación interanual del IMAE tendencia ciclo.

IHH : índice de concentración Herfindahl-Hirschman.

S : número de sucursales.

$D18$: variable dummy que controla por el shock de 2018.

$Dsuc$: variable dummy que controla por los incrementos importantes en el número de sucursales.

El índice i representa el i -ésimo banco y t inicia en 2010M1 y finaliza el 2018M12 (producto de la transformación de los datos). A como se puede advertir en la ecuación 6, los ingresos están en función de los insumos (CF, CP y CK) y variables de control que consideran explícitamente diversos comportamientos, perfiles de riesgo y condiciones macroeconómicas que enfrentan los bancos. En este sentido, el estadístico H se define como: $H = \beta + \gamma + \delta$, donde $H = 1$ indica competencia perfecta, $0 < H < 1$ señala competencia monopolística o alguna forma de oligopolio y $H \leq 0$ sugiere cartel perfecto o monopolio. El detalle en la construcción de cada una de las variables se puede consultar en la tabla A-1 del anexo 1.

Cabe resaltar que se estimaron cinco modelos basados en la especificación de la ecuación 6. El primer modelo considera los nueve bancos que operaron en el periodo 2008-2018, lo cual genera un set de datos no balanceados por la salida de los bancos HSBC, BANCORP y BANEX. El segundo modelo corresponde al primer modelo, pero tomando como muestra los seis bancos que operan en la actualidad. Por su parte, en el tercer modelo se usa la especificación del modelo uno, pero excluyendo las variables de control. El cuarto modelo corresponde al segundo modelo sin utilizar las variables de control. Finalmente, el modelo cinco no aplica la variación interanual al ratio de las variables que conforman el H estadístico ni a los controles, en cambio, se especifica la variación interanual de las variables en niveles a como sigue:

$\ln(GF)$: variación interanual de los gastos financieros.

$\ln(GA)$: variación interanual de los gastos administrativos.

$\ln(GO)$: variación interanual de los gastos operativos.

$\ln(CRED)$: variación interanual del crédito.

$\ln(ACT_{I}MPROD)$: variación interanual de los activos improductivos.

$\ln(OBL_{P}UBLICO)$: variación interanual de las obligaciones con el público.

$\ln(CAPITAL)$: variación interanual del capital.

4.3 Modelo con efectos fijos o aleatorios

Partiendo de un modelo de datos de panel general:

$$y_{it} = X_{it}\beta + u_{it} + \epsilon_{it} (i = 1, N = 1, T) \quad (7)$$

Un aspecto importante en su tratamiento concierne en cómo abordar los efectos individuales u_i . Al respecto, Hausman (1978) puntualiza que el modelo de efectos fijos considera a las u_i como una constante fija desconocida que difieren entre individuos i . Por su parte, la especificación aleatoria trata a las u_i como provenientes de una distribución normal y no correlacionadas con el componente de ruido ϵ_{it} ni con las X_i es decir, $E(u_i|X_i) = 0$.

Entonces, para decidir entre estas dos especificaciones, Hausman (1978) propone un *test* que compara el sesgo y la eficiencia de los dos estimadores: Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) para efectos fijos y Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG) para efectos aleatorios. Bajo la especificación de efectos aleatorios, $\hat{\beta}_{MCG}$ es el estimador asintóticamente eficiente, mientras que el estimador $\hat{\beta}_{MCO}$ es sesgado y consistente pero no eficiente.

En este orden de ideas, si $E(u_i|X_i) = 0$, entonces el estimador de efectos aleatorios es sesgado e inconsistente, mientras que el estimador de efectos fijos no es afectado por el supuesto de ortogonalidad Hausman (1978). De manera intuitiva, Baum (2006) señala que la hipótesis nula del *test* de Hausman establece que las restricciones de ortogonalidad impuestas por el estimador de efectos aleatorios son válidas. Entonces, un rechazo de la hipótesis nula indicaría que la especificación de efectos aleatorios no es consistente.

Los resultados utilizando la especificación base (ecuación 6) se muestran en la tabla 2. Como se puede advertir, se rechaza la hipótesis nula a los niveles de significancia convencionales, no obstante, el error estándar del estimador eficiente es mayor que el estimador consistente, lo cual, según Söderbom et al. (2015), sugiere que las conclusiones derivadas del *test* de Hausman deben tomarse con precaución. Asimismo, Wooldridge (2010) advierte que el *test* de Hausman requiere el cumplimiento de los supuestos de ortogonalidad y homocedasticidad, alertando que una violación de estos le resta potencia asintótica a la prueba.

Tabla 2. Prueba de Hausman: Efectos aleatorios o fijos.

Test: H_0 : No hay diferencias sistemáticas en los coeficientes
$X^2(7) = 273.48$
$Prob > X^2(7) = 0.00$

Nota: Las matrices de covarianza se basan en la varianza del estimador considerado eficiente siguiendo a Wooldridge (2010). Fuente: Elaboración propia.

Otro *test* que puede ser utilizado es el propuesto por Mundlak (1978), quien señala que el enfoque de efectos aleatorio (asociado al estimador de MCG) deja por fuera la correlación que puede existir entre los “efectos” y las variables explicativas, puntualizando el peligro de obtener estimadores de efectos parciales sesgados. En este sentido, siguiendo a Greene (2018), el *test* de Mundlak encara el problema de correlación estableciendo:

$$E[c_i|X_i] = \bar{x}_i'\gamma \quad (8)$$

$$\gamma_{i,t} = z_i'\alpha + x_{i,t}'\beta + \bar{x}_i'\gamma + \phi_{i,t} + u_{i,t} \quad (9)$$

Donde la diferencia entre el modelo de efectos fijos y el modelo de efectos aleatorios es el término $\bar{x}_i'\gamma$. Entonces, el *test* postula que si γ es estadísticamente diferente de cero, el modelo de efectos fijos es apropiado. Los resultados encontrados al aplicar la prueba de Wald se muestran en la tabla 3, donde se rechaza la hipótesis nula a los niveles de significancia convencionales, por ende, el modelo a estimar corresponde al de efectos fijos.

Tabla 3. Prueba de Mundlak: Efectos aleatorios o fijos.

Test de Wald:
$H_0 : \gamma = 0; H_1 : \gamma \neq 0$
$X^2(5) = 261.54 \text{ Prob } X^2 \geq 0.00$
Fuente: Elaboración propia.

5 Resultados

En la tabla 4 se encuentran los resultados de estimar las cuatro especificaciones derivadas de la ecuación número seis para el periodo 2010M1-2018M12. A como se puede apreciar, la dirección y magnitud de las elasticidades se mantienen entre especificaciones, a excepción del costo de capital (CK), cuya dirección y magnitud varía según el modelo estimado. Por otro lado, es preciso notar que el costo de fondeo (CF) es el único insumo que tiene un signo positivo. Este resultado refleja que la captación de fondos es el principal insumo en el proceso de intermediación de fondos, ya que el incremento promedio de 0.32 % en los ingresos por cartera, se produce, *ceteris paribus*, vía margen financiero (dado que ningún banco maximizador de beneficios colocaría fondos a un costo menor al de captación).

En la misma línea, el impacto negativo del costo de personal (CP) y el costo de capital (CK) (modelos uno, dos y cuatro) puede ser un indicativo de ineficiencia en la utilización de recursos humanos e infraestructura. Por ejemplo, en el caso del sistema bancario de Ghana abordado en la sección de evidencia empírica, se advierte que, debido a la precariedad de infraestructura, se encuentra un impacto parcial positivo del costo de capital sobre los ingresos (Buchs y Mathisen 2005).

Respecto a las variables de control, tanto la inflación (infl) como el número de sucursales (S) tienen un signo contrario al esperado, no obstante, su magnitud no es estadísticamente distinta de cero. Por su parte, el índice de concentración (IHH) tampoco es estadísticamente diferente de cero. Por otro lado, los resultados del modelo cinco, cuya especificación no construye ratios de las variables, se muestran en la tabla A-2 del Anexo 1. A como se puede apreciar, la magnitud del H estadístico se incrementa considerablemente (lo cual no es inusual al estimar distintas especificaciones a como menciona Buchs y Mathisen (2005)), ubicándose en promedio en 0.54, valor estadísticamente diferente de cero y uno a los niveles de significancia convencionales, concluyéndose que el comportamiento de los bancos comerciales es característico de oligopolios.

Tabla 4. Estimación de la ecuación reducida de ingreso con efectos fijos.

Variable dependiente: ln(I)	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
ln(CF)	0.32***	0.32***	0.32***	0.29***
ln(CP)	-0.24***	-0.25***	-0.31***	-0.26***
ln(CK)	-0.01**	-0.007	0.02***	-0.007
ln(R)	0.11***	0.17***	0.29***	0.21***
ln(E)	0.008	0.005	-0.05	0.01
ln(M)	-0.36***	-0.33***	-0.20***	-0.31***
ln(A)	0.04**	0.05**	0.04*	0.06**
ln(infl)	0.003**	0.002		
ln(imae)	0.002***	0.001**		
IHH	0	0		
S	-0.0003	-0.0003		
D18	-0.1***	-0.08***	-0.08***	-0.1***
Dsuc	0.038	0.034		
H estadístico	0.07	0.06	0.03	0.02
Prueba de hipótesis	$H_0 = H = 0$ $F = 4.74 **$ $H_1 : H = 1$ $F = 801 ***$	$H_0 = H = 0$ $F = 2.60*$ $H_1 : H = 1$ $F = 737 ***$	$H_0 = H = 0$ $F = 0.53$ $H_1 : H = 1$ $F = 344 ***$	$H_0 = H = 0$ $F = 0.47$ $H_1 : H = 1$ $F = 879 ***$
Grupos	8	6	8	6
Observaciones	665	648	665	648

Nota: (***) indica significancia al 0.01, (**) al 0.05 y (*) al 0.1, respectivamente. Fuente: Elaboración propia

Sin embargo, es preciso puntualizar que la interpretación de las elasticidades de los insumos se ve afectada puesto que no corresponden a costos unitarios⁴, por ende, esta especificación puede estar obviando las economías de escala. Por ejemplo, en todas las especificaciones mostradas en la tabla A-2 (modelos A al D) se puede ver que la variación interanual de los gastos administrativos tiene un signo positivo, sin embargo, al considerar la variación interanual de los gastos administrativos respecto a los activos (modelos uno al cuatro de la tabla 4), se aprecia que el signo de la relación se vuelve negativa. Debido a que la especificación del modelo cinco difiere del modelo teórico-empírico base (ecuación 6), el análisis se basará en los modelos uno al cuatro. No obstante, se debe tener presente el efecto que el escalamiento tiene sobre la magnitud del H estadístico.

Referente al cálculo del H estadístico, a partir de los cuatro modelos estimados se extraen dos conclusiones importantes. La primera es que en todas las especificaciones se rechaza la hipótesis nula de que H es estadísticamente igual a uno a los niveles de significancia convencionales, por lo cual se concluye que el comportamiento de los bancos comerciales no es de competencia perfecta. En segundo lugar, se advierte que la omisión de variables de control (modelos tres y cuatro) conlleva a que no se rechace la hipótesis nula de que H es estadísticamente igual a cero a los niveles de significancia convencionales, mientras que en los modelos uno y dos, la hipótesis nula de que H es estadísticamente igual a cero se rechaza a los niveles de significancia convencionales.

El análisis del párrafo anterior sugiere que las condiciones macroeconómicas y de mercado son relevantes para explicar el comportamiento de los bancos comerciales. No obstante, antes de continuar con el análisis, es necesario llevar a cabo las pruebas estadísticas para la validación de supuestos del modelo.

5.1 Validación de Supuestos

Como se puede advertir en la tabla 5, al evaluar el supuesto de no autocorrelación serial de primer orden, el *test* de Wooldridge de autocorrelación serial para datos de panel indica que se rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación de primer orden a los niveles de significancia convencionales.

De igual forma, se llevó a cabo el *test* Pesaran-CD para valorar la presencia de correlación espacial entre individuos. Al respecto, se rechaza la hipótesis nula de independencia transversal a los niveles de significancia convencionales. Por último, se efectuó el *test* de heterocedasticidad entre grupos modificado de Wald. Los resultados reflejados en la tabla 4 indican que se rechaza la hipótesis nula de homocedasticidad entre individuos.

Finalmente, se aplicó el *test* Jarque-Bera para datos de panel propuesto por Alejo et al. (2015) utilizando *bootstrap* con 100 reemplazos. Los resultados indican que no se rechaza la hipótesis nula de que los residuos sean normales en todos los modelos, excepto el modelo número tres.

⁴Por ejemplo, el costo de fondeo, el cual se define como la variación interanual del ratio de gastos financieros a obligaciones con el público, brinda una medida del costo unitario de los depósitos. Sin embargo, al considerar únicamente la variación interanual de los depósitos en el modelo cinco, no es posible realizar dicha interpretación, asimismo, no es posible identificar las posibles diferencias en las tasas de captación implícitas que cada banco ofrece por depósito, limitando el análisis. El mismo razonamiento aplica para las demás variables en el modelo.

Tabla 5. Validación de supuestos.

Prueba	Hipótesis nula	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
<i>Test de Wooldridge</i>	No autocorrelación serial de primer orden	$F = 145^{***}$	$F = 349^{***}$	$F = 1,681^{***}$	$F = 355^{***}$
<i>Test de Pesaran CD de independencia transversal</i>	Independencia transversal	-	Pesaran-CD=7.6***	-	Pesaran-CD=8.4***
<i>Test de heteroscedasticidad entre grupos modificado de Wald</i>	$H_0 : \sigma_i^2 = \sigma^2$	$\chi^2 = 752^{***}$	$\chi^2 = 545^{***}$	$\chi^2 = 2,539^{***}$	$\chi^2 = 663^{***}$
JB de normalidad para datos de panel	Residuos con distribución normal conjunta	5.78*	3.77	11.17***	4.45

Fuente: Elaboración propia

A manera de resumen, las pruebas efectuadas indican que la muestra presenta las siguientes características: heterocedasticidad, autocorrelación y correlación contemporánea (espacial). Por tal motivo, la técnica utilizada para estimar la matriz de covarianzas para el cálculo de los errores estándar corresponde a la propuesta por Driscoll y A. Kraay (1998), la cual es consistente a la heterocedasticidad y robusta a la correlación transversal (espacial), así como temporal.

La justificación del uso de esta matriz de covarianza recae en las consideraciones de Hoechle (2007), quien señala que las medidas tradicionales para estimar la matriz de covarianza y obtener errores estándar consistentes a la heterocedasticidad y autocorrelación (como White, Newey-West y Roger), ignoran la correlación transversal o espacial, conduciendo a sesgo en las inferencias realizadas. Por otro lado, el enfoque de Driscoll y Kraay elimina las deficiencias de otros estimadores que sí consideran la correlación transversal (Parks-Kmenta y PCSE4), al ser consistente sin establecer restricciones sobre las unidades de análisis y únicamente en la dimensión temporal.

5.2 Estimación del modelo con errores estándar de Driscoll y Kraay

Los resultados al estimar la matriz de varianzas y covarianzas del modelo con el método propuesto por Driscoll y A. Kraay (1998) se reproducen en la tabla 6. En términos generales, la significancia de las variables es robusta, con pérdidas y ganancias de significancia en algunas variables. Como se mencionó en la sección cuatro, las condiciones macroeconómicas ejercen una influencia importante sobre el comportamiento de los bancos comerciales, por lo que es necesario analizar la evolución del H estadístico en periodos de estabilidad macroeconómica y contrastarlo con el periodo de tensión del año 2018.

Al respecto, la figura 8 muestra una estimación recursiva de los cuatro modelos, donde la ventana inicial de estimación corresponde al periodo 2010M1-2013M12. La evolución del H estadístico

Tabla 6. Modelos estimados con errores estándar de Driscoll y Kraay.

Variable dependiente: $\ln(I)$	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
$\ln(CF)$	0.32***	0.32***	0.32***	0.29***
$\ln(CP)$	-0.24***	-0.25***	-0.31***	-0.26***
$\ln(CK)$	-0.01***	-0.007*	0.02	-0.007*
$\ln(R)$	0.11**	0.17***	0.29**	0.21***
$\ln(E)$	0.008	0.005	-0.05	0.01
$\ln(M)$	-0.36***	-0.33***	-0.20***	-0.31***
$\ln(A)$	0.04**	0.05	0.04**	0.06
$\ln(\text{infl})$	0.003	0.002		
$\ln(\text{imae})$	0.002*	0.001*		
IHH	0	0		
S	-0.0003	-0.0003		
D18	-0.1***	-0.08***	-0.08***	-0.1***
Dsuc	0.038	0.034		
H estadístico	0.07	0.06	0.03	0.02
	$H_0 = H = 0$	$H_0 = H = 0$	$H_0 = H = 0$	$H_0 = H = 0$
	$F = 2.68*$	$F = 1.39$	$F = 0.58$	$F = 0.21$
Prueba de hipótesis				
	$H_1 : H = 1$	$H_1 : H = 1$	$H_1 : H = 1$	$H_1 : H = 1$
	$F = 453$	$F = 392$	$F = 376$	$F = 402$
Grupos	8	6	8	6
Observaciones	665	648	674	648

Nota: (***) indica significancia al 0.01, (**) al 0.05 y (*) al 0.1, respectivamente. Fuente: Elaboración propia

es estable para el periodo comprendido entre 2014-2017, con una importante reducción en la magnitud del H estadístico en el año 2018, la cual se acentúa si no se controla por los factores macroeconómicos (modelos tres y cuatro). Por otro lado, basados en la evolución del H estadístico en los modelos uno y dos, se concluye que la exclusión de los bancos que cerraron operaciones en el periodo de estudio aumenta la magnitud de la variable H.

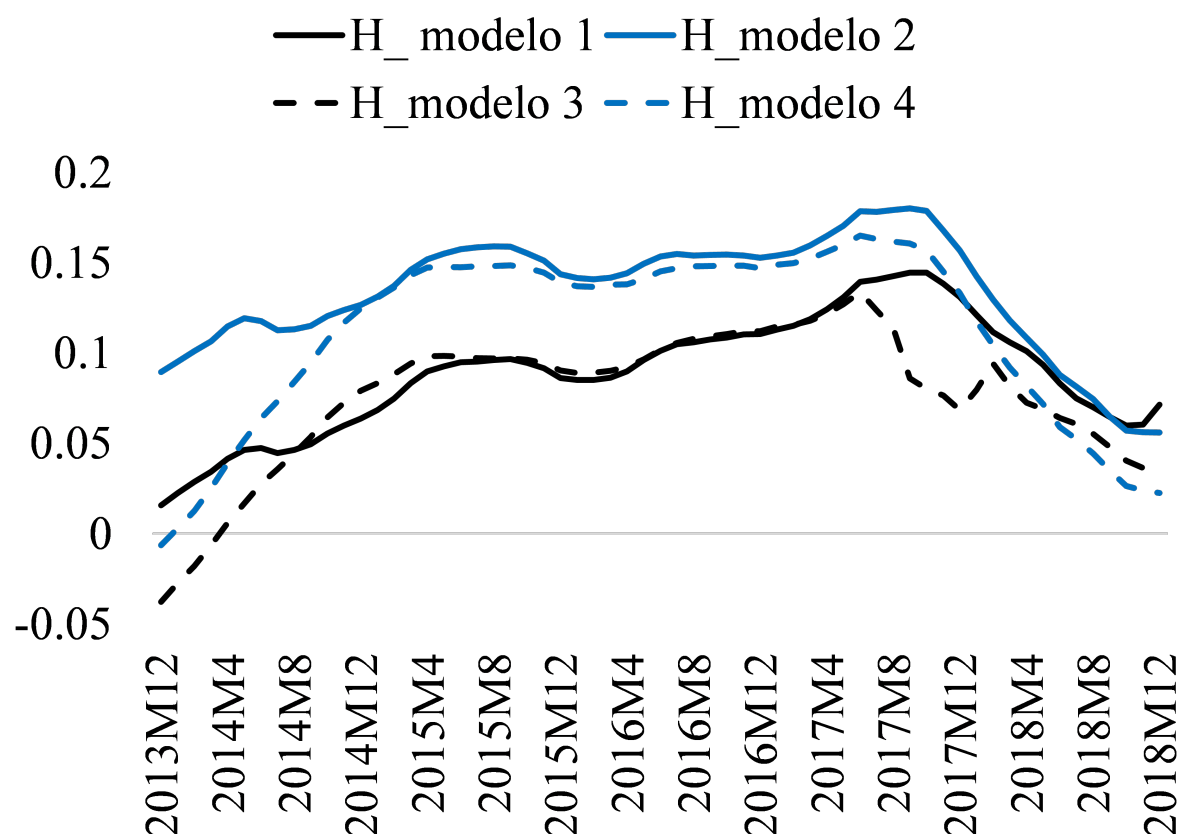
En la misma línea, es preciso resaltar que al inicio de la estimación recursiva se observan valores de H cercanos a cero (incluso negativos), siendo estas magnitudes congruentes con una estructura de monopolios. Sin embargo, estos valores al inicio del análisis recursivo pueden deberse a la inestabilidad inherente de tamaño de muestra y a la exclusión de las variables de control macroeconómicas y de unidades de análisis (modelos tres y cuatro).

Otro factor que puede estar influyendo en un H negativo es el entorno macroeconómico. Respecto a este punto, el BCN (2009) señala que en el año 2009 los bancos comerciales experimentaron

deterioro en los indicadores de rentabilidad, solvencia, y cartera crediticia, conllevando a una reducción de los créditos otorgados a todos los sectores económicos dado el incremento en los índices de morosidad y el declive de la actividad económica.

Posteriormente, en el primer trimestre de 2010, la economía comienza a salir del ciclo recesivo de 2009 (BCN 2009). Por último, en 2014, el BCN (2014) indica que el Sistema Financiero Nacional (SFN) continuó con la tendencia hacia la normalización de los niveles de liquidez del periodo pre-crisis y expansión del crédito estable. Esta tendencia hacia la normalización de las condiciones financieras luego de la crisis financiera internacional puede ser la razón por la cual el H estadístico muestra valores cercanos a cero (incluso negativos) con una pendiente positiva en el periodo 2013-2014.

Figura 8: Estimación recursiva del H estadístico



Elaboración propia.

La estimación del H estadístico, según los cuatro modelos propuestos y excluyendo el periodo de crisis de 2018, se muestra en la tabla 7. Fundamentado en la evidencia encontrada, se concluye que el sistema bancario nicaragüense es un mercado oligopólico, con un H estadístico que oscila en el rango [0.13,0.15].

Tabla 7. Estimación de los modelos excluyendo el periodo 2018.

Especificación	H	$H_0 = H = 0$	$H_0 = H = 1$	Conclusión
Modelo 1	0.13	F=10.99***	F=482***	Oligopolio
Modelo 3	0.06	F=1.59	F=294***	Monopolio
Modelo 2	0.15	F=15.40***	F=445***	Oligopolio
Modelo 4	0.13	F=11.19***	F=474***	Oligopolio

Fuente: Elaboración propia

Si bien en la sección 2.6 se concluyó que se esperaría la instauración de una estructura de mercado menos competitiva dado los elevados índices de concentración del periodo 2000-2018 (al comparar con los niveles de concentración de 1992-1995), el H estadístico calculado en el presente estudio señala que la estructura de mercado que refleja el comportamiento de los bancos comerciales es un oligopolio estándar, una estructura de mercado más competitiva que un oligopolio a lo *Stackelberg*, ya que no requiere que la firma líder fije su precio y cantidad de primero.

Existen factores que sustentan que el oligopolio encontrado para el periodo 2008-2018 por medio del H estadístico no es del tipo *Stackelberg*. Por ejemplo, el índice de concentración de los primeros cuatro bancos es significativamente mayor en 2018 que en 1995 (ver tabla 1), lo que refleja una distribución de la cuota de mercado menos concentrada en el banco más grande. Por otro lado, la ausencia de políticas económicas que restringen el acceso a ciertos segmentos de mercado y el proceso de diversificación de cartera que experimentó la banca en esos años, son elementos que refuerzan la idea de un oligopolio estándar. En la misma línea, la evidencia empírica de Durán et al. (2009) para el caso de Costa Rica refuerza la idea de que los oligopolios a lo *Stackelberg* surgen cuando ciertos bancos (particularmente estatales) son favorecidos por políticas económicas que restringen la entrada al mercado a otros bancos.

Continuando con la idea anterior, es preciso puntualizar que el sistema financiero costarricense se encontraba conformado por 60 instituciones financieras en el estudio de Durán et al. (2009). Sin embargo, dada la presencia importante de la banca estatal, el mercado se caracterizó por ser oligopólico a lo *Stackelberg*. Es decir, la evidencia empírica muestra que el número de bancos en el sistema bancario no es una condición suficiente para determinar su estructura de mercado.

Esta falta de asociación entre concentración y competencia ha sido validada por el estudio de Claessens y Laevens (2004), quienes no encuentran una relación negativa entre el H estadístico y los índices de concentración para un panel de datos de 50 países. Asimismo, los autores Bikker y Haaf (2002) y Gelos y Roldos (2002) enfatizan que la experiencia de la banca de América Latina indica que la contestabilidad del mercado (participación de capital extranjero en el sector o barreras de entrada) puede llegar incluso a compensar los efectos que pueda tener la concentración de mercado sobre la competencia dada las características del mercado, asimismo, señalan que la mayoría de estudios concluyen que el oligopolio es la estructura de mercado que caracteriza a la banca, con lo cual, los resultados del presente estudio se encuentran alineados con la evidencia empírica internacional.

Por otro lado, es importante destacar que la relevancia de los determinantes de la competencia señalados por Claessens y Laevens (2004) varía según la etapa del sistema bancario nicaragüense. En los años ochenta, tanto la concentración de mercado (dominio completo de la banca estatal) como la contestabilidad (segmentos productivos abastecidos directamente por la banca estatal) son factores importantes para caracterizar a la banca. Por otro lado, en los años noventa, la contestabilidad (relajamiento de las restricciones de entrada al sector) adquiere mayor notabilidad, debido a la suscripción de los dos ESAF y el acuerdo *Stand By*. Referente al periodo de quiebras bancarias (2000-2003), la concentración de mercado logra mayor preponderancia producto de las absorciones de bancos, así como la entrada y salida de estos. Finalmente, para el periodo 2008-2018, la diversificación de la cartera y la estabilidad macroeconómica constituyen los factores relevantes.

Las figuras A-1 hasta A-6 en el anexo dos muestran el IHH calculado para los diferentes destinos de cartera de crédito con datos anuales. Los IHH indican segmentos moderadamente concentrados, con una trayectoria cóncava hacia abajo. En este sentido, al comparar la evolución del IHH por destino de cartera con el comportamiento del H estadístico, se observa que la disminución de la concentración se asocia a incrementos en la competencia.

Sin embargo, del análisis recursivo, se aprecia que la coyuntura económica es un factor relevante para la competencia en el sector bancario. Para el periodo 2010-2017, según datos del BCN, Nicaragua había mostrado un crecimiento sostenido de 4.5 % - 4.9 %, con niveles de inflación de un dígito, acordes con los fundamentos del esquema cambiario. En tal periodo, el H estadístico muestra un comportamiento estable. Sin embargo, en 2018 Nicaragua registra una contracción de 3.4 % en su tasa de crecimiento del PIB, episodio de estrés que se ve reflejado en una reducción significativa del H estadístico.

En base a tales hallazgos, se concluye que, si bien en periodos de estabilidad económica la disminución del IHH se asocia a incrementos en la competencia (medida por el H estadístico), dicha relación se fragmenta en periodos de tensión económica, ya que los índices de concentración de mercado, por construcción, no son capaces de capturar el comportamiento de los bancos comerciales. Lo anterior destaca la relevancia del presente estudio, dado que utiliza un marco teórico y empírico para analizar directamente el comportamiento de los bancos comerciales.

6 Comentarios finales

La literatura que analiza la competencia del sistema bancario nicaragüense ha utilizado comúnmente índices de concentración para determinar el grado de competencia, homologando los términos “concentración” y “competencia”. Dicha homologación implica que mercados altamente concentrados son poco competitivos, mientras que mercados no concentrados son competitivos.

El presente estudio proporciona evidencia de que los índices de concentración, por construcción, no son capaces de capturar el comportamiento de los bancos, ya que dejan por fuera otros factores, como la contestabilidad del mercado o la estabilidad económica al momento de analizar y determinar el grado de competencia. Adicionalmente, los índices de concentración tampoco consideran

la posibilidad de que alguno de estos factores sea más relevante que otros según las características del sector y la coyuntura del momento.

Del análisis de la historia de la banca nicaragüense se observa que los determinantes de la competencia señalados por Claessens y Laevens (2004) varían según la etapa de la industria bancaria. Por ejemplo, en los años ochenta, tanto la concentración de mercado (dominio completo de la banca estatal) como la contestabilidad (segmentos productivos abastecidos directamente por la banca estatal) son factores importantes para caracterizar a la banca. Por otro lado, en los años noventa, la contestabilidad (relajamiento de las restricciones de entrada al sector) adquiere mayor relevancia, debido a la suscripción de los dos ESAF y el acuerdo *Stand By*. Referente al periodo de quiebras bancarias (2000-2003), la concentración de mercado logra mayor preponderancia producto de las absorciones de bancos, así como la entrada y salida de estos. Finalmente, para el periodo 2008-2018, la diversificación de la cartera y la estabilidad macroeconómica constituyen los factores relevantes.

Ante esta debilidad de los índices de concentración, el presente estudio realiza una revisión de las propuestas del paradigma de la NEIO, la cual plantea estudiar directamente el comportamiento de los bancos mediante la derivación de modelos microeconómicos. En este sentido, el modelo teórico utilizado corresponde al desarrollado por Panzar y Rosse (1987), cuya especificación empírica se basa en Bikker et al. (2007).

Los resultados indican un H estadísticamente diferente de cero y uno, concluyéndose que el comportamiento que exhibe el sector bancario nicaragüense es característico de oligopolios. Asimismo, se analizó la evolución del H estadístico y el índice de concentración IHH por segmentos de cartera.

La estimación recursiva sugiere que, si bien en periodos de estabilidad económica la disminución del IHH se asocia a incrementos en la competencia (medida por el H estadístico), dicha relación se fragmenta en periodos de tensión económica, ya que los índices de concentración de mercado, por construcción, no son capaces de capturar el comportamiento de los bancos comerciales. Lo anterior, destaca la relevancia del artículo, dado que utiliza un marco teórico y empírico para analizar directamente el comportamiento de los bancos comerciales, proporcionando una métrica que es capaz de capturar el grado de competencia.

En otro orden de ideas, referente a implicaciones de política, se observa que el contexto económico es un factor determinante de la competencia, destacando la importancia de la promoción de políticas que fomenten la estabilidad de la economía. Por otro lado, la presencia de un mercado oligopólico en el sector bancario nicaragüense plantea la interrogante acerca de su pertinencia. A como menciona Northcott (2004) no es claro que el poder de mercado sea una condición *sine qua non* para la estabilidad del sistema. En este sentido, se considera que existe espacio para los hacedores de política de incentivar la competencia (sin comprometer la estabilidad del sistema bancario). Sin embargo, es preciso destacar que se requiere un análisis más exhaustivo que evalúe los mecanismos, beneficios y costos derivados de una política de este tipo. Al respecto, futuras líneas de investigación pueden explorar dicha temática haciendo uso del H estadístico como medida de competencia.

Referencias

- Alejo, J., A. Galvao, Montes-Rojas, G. y W. Sosa-Escudero (2015). "Tests for Normality in Linear Panel-data Models". En: *The Stata Journal: Promoting Communications on Statistics and Stata* 15, págs. 822-832.
- Ansorena, C. (2007). "Competencia y regulación en la banca. el caso de Nicaragua". En: CEPAL.
- Avalos, M. y F. Trillo (2006). "Competencia bancaria en México". En: CEPAL.
- Baum, C. (2006). "An Introduction to Modern Economics Using Stata". En: *StataCorp LP*.
- Baumol, W. (1982). "Contestable Markets: An Uprising in the Theory of Industry Sctructure". En: *The American Economy Review* 4, págs. 1-15.
- BCN (1998). "Carta de Intención y Memorándum de Políticas Económicas sometidos al Fondo Monetario Internacional bajo el servicio forzado de ajuste estructural (ESAF)". En: *Banco Central de Nicaragua*.
- (2009). "Memoria Anual 2009". En: *Banco Central de Nicaragua*.
- (2014). "Informe de Estabilidad Financiera Septiembre 2014". En: *Banco Central de Nicaragua*.
- Bikker, J. y J. Bos (2005). "Trends in competition and profitability in the banking industry: A basic framework". En: *SUERF – The European Money and Finance Forum*.
- Bikker, J. y K. Haaf (2002). "Competition, concentration and their relationship: An empirical analysis of the banking industry". En: *Journal of banking and finance*.
- Bikker, J., S. Shaffer y P. Finnie (2007). "Misspecification of the Panzar-Rosse Model: Assessing Competition in the Banking Industry". En: *Amsterdam: DNB*.
- Bikker, J., S. Shaffer y L. Spierdijk (2012). "Assessing competition with the Panzar-Rosse Model The role of scale, costs, and equilibrium". En: *The Review of Economics and Statistics*.
- Bresnahan, T. (1982). "The oligopoly solution concept is identified". En: *Economics Letters*.
- (1989). "Empirical studies of industries with market power". En: *Handbook of Industrial Organization* 2, págs. 1012-1055.
- Bresnahan, T. y R. Schmalensee (1987). "The empirical renaissance in industrial economics: an overview". En: *Journal of Industrial Economics* 35.
- Buchs, T. y J. Mathisen (2005). "Competition and Efficiency in Banking: Behavioral Evidence from Ghana". En: *IMF*.
- Claessens, S. (2009). "Competition in the Financial Sector: Overview of Competition Policies". En: *The World Bank Research Observer* 36, págs. 83-118.
- Claessens, S. y L. Laevens (2004). "What Drives Bank Competition? Some International Evidence". En: *Journal of Money, Credit and Banking* 36, págs. 563-583.
- Clevy, J. (2015). "Estructura microeconómica y rigideces de tasas de interés: evidencia para Nicaragua". En: *Revisa de Economía y Finanzas* 2, págs. 1-26.
- DJFT (2010). "Horizontal Merger Guidelines". En: *Commission U.S. Department of Justice and Federal Trade*.
- Driscoll, J. y A. A. Kraay (1998). "Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data". En: *The Review of Economics and Statistics* 80, págs. 549-560.
- Durán, R., J. Quirós y M. Rojas (2009). "Análisis de la competitividad del sistema financiero costarricense". En: *Banco Central de Costa Rica*.
- FMI (1991). "Nicaragua: Stand-By Arrangement. EBS-91-157 Supplement 1. IMF". En: *International Monetary Fund*.

-
- (1994). "Enhanced Structural Adjustment Facility: Policy Framework Paper 1994-97". En: *International Monetary Fund*.
- Gelos, R. y J. Roldos (2002). "Consolidation and Market Structure in Emerging Market Banking Systems". En: *IMF*.
- Greene, W. (2018). "Models for Panel Data". En: *Econometric Analysis*.
- Hausman, J. (1978). "Specification Tests in Econometrics". En: *Econometrica*, págs. 1251-1271.
- Hoechle, D. (2007). "Robust Standard Errors for Panel Regressions with Cross-Sectional Dependence". En: *The Stata Journal: Promoting Communications on Statistics and Stata* 7, págs. 281-312.
- Iwata, G. (1974). "Measurement of conjectural variations in oligopoly". En: *Econometrica* 45, págs. 947-966.
- Lee, C. (2007). "SCP, NEIO and Beyond". En: *Nottingham University Business School*.
- Maddala, G. y S. Wu (1999). "A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test". En: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*.
- Mundlak, Y. (1978). "On the Pooling of Time Series and Cross Section Data". En: *Econometrica* 41, págs. 69-85.
- Mustafa, A. (2014). "Banking Sector Competition and its Impact on Banks Risk-Taking and Interest Margin in the Central and East European Countries". En: *Bank of Canada*.
- Northcott, C. (2004). "Competition in Banking: A Review of the Literature". En: *Bank of Canada*.
- Pajón, J. (2017). "Evaluación de la competencia del Sistema bancario argentino periodo 2006-2016 mediante un modelo de Panzar-Rosse". En: *Banco Central de la Republica de Argentina*.
- Panzar, J. y J. Rosse (1987). "Testing For Monopoly Equilibrium". En: *The Journal of Industrial Economics* 35, págs. 443-546.
- Revilla, J. (1996). "Un Modelo Stackelberg del Mercado Bancario en Nicaragua; El Caso de la Banca Estatal y su Impacto en la Determinación de la Tasa de Interés". En: *Banco Central de Nicaragua*.
- Rivas, O. y R. Canales (2016). "Estimación de tres índices de concentración económica: una aplicación al sector bancario en Nicaragua". En: *Revista Electrónica de Investigación en Ciencias Económicas* 4, págs. 177-188.
- Shaffer, S. y L. Spierdijk (2015). "The Panzar-Rosse revenue test and market power in banking". En: *Journal of Banking and Finance* 61, págs. 340-347.
- SIBOIF (2001). "Informe de Gestión, año 2001". En: *Superintendencia de Bancos y de Otras Instituciones Financieras*.
- (2002). "Informe de Gestión, año 2002". En: *Superintendencia de Bancos y de Otras Instituciones Financieras*.
- (2004). "Informe de Gestión, año 2003". En: *Superintendencia de Bancos y de Otras Instituciones Financieras*.
- (2006). "Informe de Gestión, año 2005". En: *Superintendencia de Bancos y de Otras Instituciones Financieras*.
- (2010). "Informe de Gestión, año 2009". En: *Superintendencia de Bancos y de Otras Instituciones Financieras*.
- Söderbom, M., F. Teal, M. Eberhardt, S. Quinn y A. Zeitlin (2015). "Empirical Development Economics". En: *Routledge*.
- Tirole, J. (1988). "The Theory of Industrial Organization". En: *Massachusetts Institute of Technology*.
- Wooldridge, J. (2010). "Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data". En: *Cambridge: The MIT Press*.

7 Anexos

Tabla A-1. Lista de variables.

Variable	Proxy	Transformación
Ingresos por intermediación financiera	Ingresos por cartera de crédito	$\ln \frac{i_t}{i_{t-12}} = \ln(I)$
Tasa de financiamiento promedio	Razón de gastos financieros y obligaciones con el público	$\ln \frac{cf_t}{i_{cf-12}} = \ln(CF)$
Precio del personal	Razón de gastos administrativos y activo total	$\ln \frac{cp_t}{cp_{t-12}} = \ln(CP)$
Precio del capital físico	Gastos operativos entre bienes de uso y otros activos	$\ln \frac{ck_t}{ck_{t-12}} = \ln(CK)$
Riesgo de crédito	Cartera de crédito entre activo total	$\ln \frac{r_t}{r_{t-12}} = \ln(R)$
Composición de activos	Activos improductivos brutos entre activo total	$\ln \frac{e_t}{e_{t-12}} = \ln(E)$
Mezcla de fondeo	Razón de obligaciones con el público y pasivo total	$\ln \frac{m_t}{m_{t-12}} = \ln(M)$
Apalancamiento	Razón entre el capital y el activo total	$\ln \frac{a_t}{a_{t-12}} = \ln(A)$
Inflación	Variación interanual del IPC	$\ln \frac{ipc_t}{ipc_{t-12}} = \ln(infl)$
Actividad económica	Variación interanual del IMAE tendencia-ciclo	$\ln \frac{imae_t}{imae_{t-12}} = \ln(I)$
Concentración de mercado	Índice de concentración de depósitos Herfindahl-Hirschman	$IHH = \sum_{i=1}^n s_i^2$ donde S_i es la cuota de mercado del individuo
Concentración de mercado	Número sucursales	$sucursal_t = S$

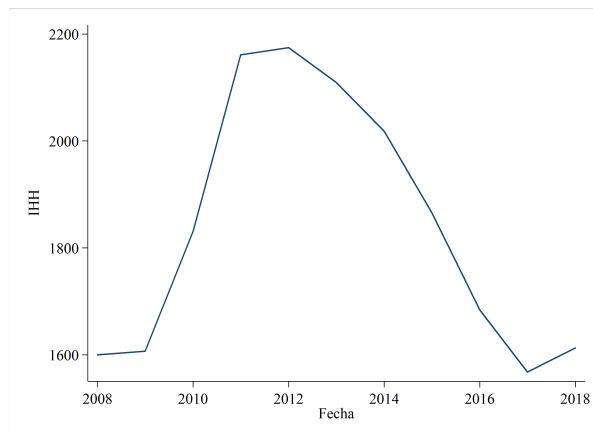
Fuente: Elaboración propia

Tabla A-2. Estimación auxiliar de la ecuación reducida de ingreso con errores estándar de Driscoll y Kraay: modelo cinco, período 2010-2018.

Variable dependiente: $\ln(I)$	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
$\ln(GF)$	0.30***	0.29***	0.35***	0.32***
$\ln(GA)$	0.31***	0.25***	0.16*	0.19***
$\ln(GO)$	-0.02***	-0.01***	0.01	-0.01**
$\ln(CRED)$	0.36***	0.38***	0.45***	0.38***
$\ln(ACT_IMPROD)$	0.019	0.01	-0.04	0.005
$\ln(OBL_PUBLICO)$	-0.12***	-0.16***	-0.22*	-0.18***
$\ln(CAPITAL)$	0.02**	0.05**	-0.04**	0.07**
$\ln(infl)$	-0.005*	-0.005*		
$\ln(imae)$	-0.002	-0.002		
IHH	-0.00006**	-0.00003		
S	-0.0005**	-0.0003*		
D18	-0.01	-0.007	0.03	-0.003
Dsuc	0.07**	0.05**		
H estadístico	0.59	0.54	0.54	0.51
	$H_0 = H = 0$	$H_0 = H = 0$	$H_0 = H = 0$	$H_0 = H = 0$
	$F = 132 * **$	$F = 125 * **$	$F = 46.26 * **$	$F = 124 * **$
Prueba de hipótesis				
	$H_1 : H = 1$	$H_1 : H = 1$	$H_1 : H = 1$	$H_1 : H = 1$
	$F = 63.90 * **$	$F = 91 * **$	$F = 34.15 * **$	$F = 112 * **$
Grupos	8	6	8	6
Observaciones	665	648	665	648

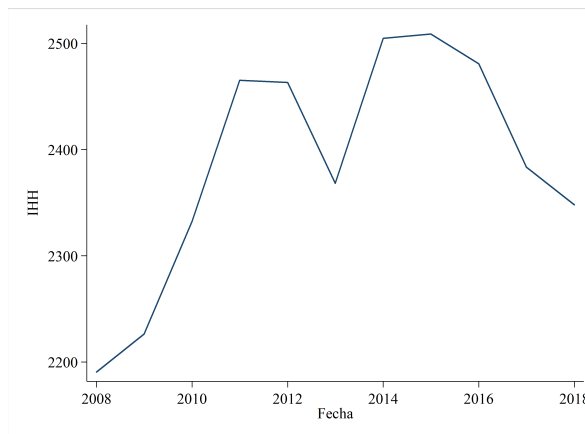
Nota: $\ln(GF)$: variación interanual de los gastos financieros, $\ln(GA)$: variación interanual de los gastos administrativos, $\ln(GO)$: variación interanual de los gastos operativos, $\ln(CRED)$: variación interanual del crédito, $\ln(ACT_IMPROD)$: variación interanual de los activos improductivos, $\ln(OBL_PUBLICO)$: variación interanual de las obligaciones con el público, $\ln(CAPITAL)$: variación interanual del capital. Las demás variables usan la misma transformación indicada en la tabla A-1. (***) indica significancia al 0.01, (**) al 0.05 y (*) al 0.1. Fuente: Elaboración propia

Figura A-1. IHH de la cartera comercial



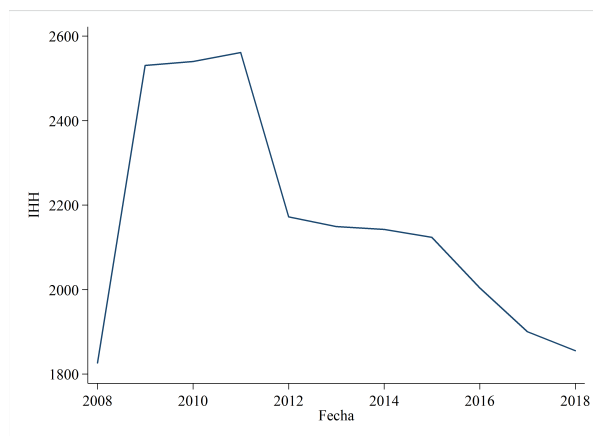
Elaboración propia en base a datos de la SIBOIF.

Figura A-2. IHH de la cartera vivienda



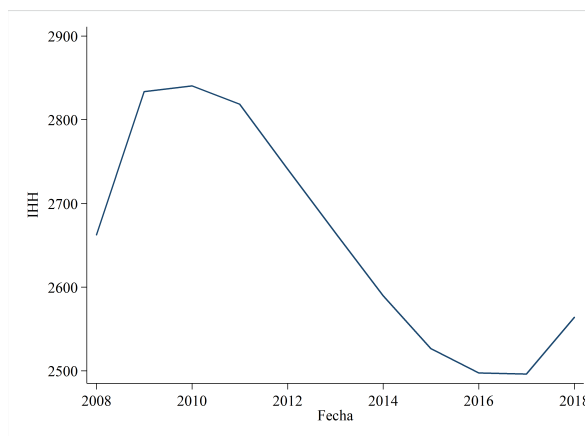
Elaboración propia en base a datos de la SIBOIF.

Figura A-3. IHH de la cartera personal



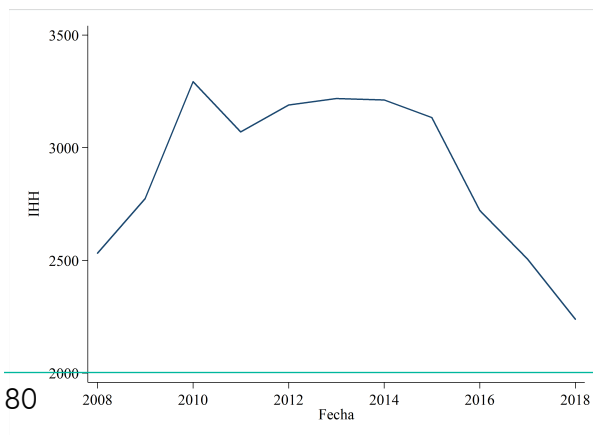
Elaboración propia en base a datos de la SIBOIF.

Figura A-4. IHH de tarjetas de crédito



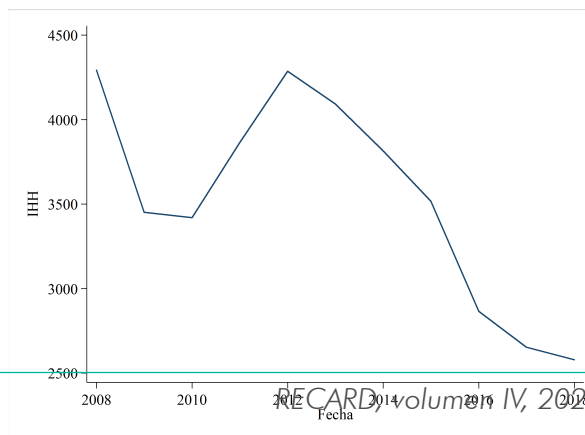
Elaboración propia en base a datos de la SIBOIF.

Figura A-5. IHH de cartera agrícola



Elaboración propia en base a datos de la SIBOIF.

Figura A-6. IHH de cartera ganadera



Elaboración propia en base a datos de la SIBOIF.

Efecto de shocks de los términos de intercambio en el ciclo económico de Honduras

Giancarlo Oseguera Álvarez ¹

Resumen

Existe consenso en que un deterioro en los términos de intercambio tiene efectos importantes en la economía real. No obstante, en países como Honduras, se carece de estudios empíricos que sustenten su validez. Así, la presente investigación estima la reacción del ciclo económico de Honduras ante shocks de los términos de intercambio. Para tales efectos, se hace uso de un modelo empírico de vectores autoregresivos estructural (SVAR, por sus siglas en inglés) con datos del período 2000T1-2019T4 y un modelo teórico de equilibrio general estocástico dinámico (DSGE, por sus siglas en inglés). Los resultados empíricos sugieren que, aumentos inesperados en los términos de intercambio inducen a una expansión en el PIB, consumo e inversión, apreciación del tipo de cambio real y menor déficit en la balanza comercial. Dichos shocks explican alrededor del 12% de las fluctuaciones del producto. Estos resultados son replicados por la contraparte teórica, que además muestra analíticamente los mecanismos de transmisión de los shocks a la economía nacional.

Clasificación JEL: C03, C06, C22, E03, E32, F1.

Palabras clave: Honduras, shocks a los términos de intercambio, terms of trade disconnect puzzle.

1 Introducción

Usualmente, la estructura exportadora de las economías emergentes y en desarrollo se caracterizan por concentrarse y especializarse en bienes primarios como minerales, metales y productos agrícolas. Debido a que los precios de estos commodities han mostrado grandes fluctuaciones a lo largo del tiempo, se ha planteado que los términos de intercambio (TI) pueden potencialmente ser una importante fuente de variación en el ciclo económico. En el caso de la economía de Honduras, en los últimos diez años, las exportaciones de ciertos commodities como el café, banano y aceite de palma han representado en promedio, el 45 % de las exportaciones de mercancías; asimismo, aproximadamente el 17 % de las importaciones de bienes han sido de combustibles derivados del petróleo.¹ Dado que la economía nacional es relativamente pequeña, las variaciones en el precio de los productos que comercializa están determinados únicamente por el comportamiento de la

¹ Banco Central de Honduras Giancarlo.Oseguera@bch.hn

*Las opiniones y comentarios expresados en este documento son responsabilidad del autor.

oferta y demanda mundial, que son influenciadas por factores económicos, geopolíticos y climáticos; lo que convierte al país en tomador de precios y vulnerable a las acentuadas fluctuaciones en los precios mostradas en la figura A1.

Los cambios en los precios relativos de las exportaciones e importaciones provocados por las variaciones en los precios de estas materias primas pueden tener implicaciones importantes para el desempeño macroeconómico nacional. Estudios previos que usan tanto modelos empíricos como teóricos han identificado que un deterioro en los TI provoca una depreciación en el tipo de cambio real (Ostry y Reinhart 1992), fuertes caídas en el producto (Mendoza 1995), disminuciones en la inversión y dificultades en el financiamiento de los déficits de cuenta corriente (Harberger 1950).

El objetivo del presente documento es estimar como shocks en los TI afectan algunas variables macroeconómicas de Honduras; para tales efectos, se usa tanto el enfoque empírico como el teórico para evaluar cómo reaccionan el PIB, consumo, inversión, balanza comercial y tipo de cambio real a un shock de los TI nacionales. Los resultados de las estimaciones empíricas muestran que, un shock positivo en los TI de Honduras provoca que el déficit de la balanza comercial disminuya en 0.77 puntos porcentuales con respecto a su tendencia, un aumento contemporáneo en la inversión de 5.6 % con respecto a su tendencia y una apreciación inmediata de 0.09 % del tipo de cambio real. El mayor efecto en el PIB y consumo ocurre dos trimestres después de la materialización del shock, cuando dichas variables aumentan 0.25 % y 0.16 % con respecto a su tendencia, respectivamente. El modelo teórico muestra que estos efectos en la economía nacional obedecen a que el aumento de los TI provoca un efecto ingreso que impulsa la producción, salario, demanda de trabajo e inversión de los sectores exportador y no transable.

La estructura restante del documento es la siguiente: en la sección 2 se discute brevemente algunos trabajos que estudian los efectos macroeconómicos de shocks en los TI, en la 3 se detalla la estrategia empírica y su identificación, de igual forma, se describe la estructura y calibración del modelo teórico de tres sectores, en la 4 se muestran los resultados tanto de las estimaciones empíricas como del modelo teórico y en la 5 se muestra las conclusiones.

2 Literatura Relacionada

Los enfoques metodológicos de estudios previos que han estimado el impacto de los TI en el ciclo económico son dos: el primero está basado en estimaciones empíricas que usan diferentes especificaciones de modelos SVAR, donde se identifican shocks a los TI y su efecto en variables como el PIB, balanza comercial, tipo de cambio real, entre otras. El segundo enfoque implementa modelos DSGE, que permiten analizar estructuralmente y de manera microfundamentada, los diferentes canales de transmisión de shocks de TI a una economía (Fornero et al. 2016).

Tal y como lo plantea Dipace et al. (2020), a pesar de que existe vasta literatura que analiza el efecto de shocks en los TI sobre los ciclos económicos usando ambos enfoques, todavía no hay consenso de la importancia cuantitativa de dichos shocks en explicar el movimiento de las principales variables macroeconómicas. Desde el enfoque teórico de los DSGE, trabajos como el de Mendoza (1995)

y Kose (2002), sugieren que los shocks de los TI explican entre el 30-50 % de la varianza del PIB, mientras que, desde el enfoque empírico del SVAR, Schmitt-Grohé y Uribe (1992) indican que los TI explican menos del 10 % de la varianza del PIB; esta disparidad donde los TI son menos importantes en los datos que lo establecido en la teoría se conoce como “terms of trade disconnect puzzle” .

Es importante señalar que la mayor parte de los estudios que han analizado los efectos macroeconómicos de shocks en los TI se han centrado en economías emergentes exportadoras de commodities como cobre, metales preciosos y aceites crudos. Así, Shousha (2016) evalúa un grupo de economías emergentes comprendido por Chile, Perú, Colombia, Sudáfrica y Argentina. Sus resultados sugieren que, shocks positivos en el precio de los commodities que estos países exportan están asociados con mayor producto e inversión y menor déficit en la balanza comercial. Cabe destacar que la proporción de la varianza del PIB explicada por dichos shocks es 25 %.

Del mismo modo, Ben Zeev et al. (2016) usan una muestra similar de economías emergentes y encuentran que shocks de los TI totales explican el 37 % de las fluctuaciones del PIB de la muestra de países. Sus resultados también muestran que un deterioro en los TI provoca mayor déficit en la balanza comercial y menor producto, consumo e inversión. Asimismo, Fornero et al. (2016) estiman que shocks en los TI de Chile, Perú, Sudáfrica, y Nueva Zelanda están asociados con mayor inversión en los sectores mineros, teniendo un efecto spillover que impulsa la inversión en los sectores no mineros. Drechsel y Tenreyro (2018) analizan el caso de Argentina, sus estimaciones sugieren que, un shock positivo en el precio de los commodities que se exportan está asociado con mayor PIB, consumo e inversión, pero mayor déficit en la balanza comercial. Dicho shock explica aproximadamente el 38 % de las fluctuaciones del PIB.

Los estudios que analizan el rol de los TI en economías en desarrollo son más reducidos, no obstante, trabajos como el de Bleaney y Greenway (2001) estiman que aumentos en los TI provocan mayor crecimiento del PIB e inversión en los países de África subsahariana. Estos resultados difieren a los encontrados por Deaton y Miller (1996), quienes analizan la misma región y encuentran que el efecto del precio de los commodities en el PIB de estos países es ambiguo. Por otra parte, Schmitt-Grohé y Uribe (1992) estudian una muestra de 38 países que incluye economías emergentes y en desarrollo, sus estimaciones sugieren que un shock positivo en los TI provoca una expansión del PIB e inversión, una mejora en la balanza comercial y una apreciación del tipo de cambio real. No obstante, a pesar de que la relación con el PIB es positiva, en promedio, únicamente el 10 % de sus fluctuaciones son explicadas por los shocks en los TI; resultados que difieren de la evidencia empírica encontrada en las economías emergentes y con los modelos teóricos de ciclo económico para economías abiertas, que establecen que shocks en los TI son una importante fuente de variación del ciclo económico.

Para tratar de solucionar esta discrepancia, los autores desarrollan un nuevo modelo teórico de tres sectores, que implementa un cambio importante con respecto a los elaborados anteriormente; impusieron que las variables del modelo teórico estuvieran en las mismas unidades que el modelo empírico. Con este ajuste, el modelo teórico predice que, en promedio, los shocks a los TI explican menos del 10 % las fluctuaciones del PIB de las 38 economías, tal y como lo predice su estimación empírica; sin embargo, cuando los resultados se evalúan a nivel de país, las predicciones son imprecisas; es decir, la contraparte teórica réplica adecuadamente solo cuando se consideran todas la

economías en conjunto, pero la discrepancia entre lo que predice los modelos empíricos y teóricos a nivel de país es alta.

El presente trabajo utiliza la estrategia empírica más usada en la literatura recién descrita y el Real Business Cycle (RBC) propuesto por Schmitt-Grohé y Uribe (1992) para estimar el efecto de shocks de los TI en el ciclo económico de Honduras. Dichas estimaciones son relevantes, ya que, por primera vez, se podría contextualizar los hallazgos encontrados en otras regiones para la economía hondureña. Esto permitirá entender y explicar de mejor forma la vulnerabilidad nacional a shocks en los precios mundiales.

3 Enfoque Metodológico

3.1 Modelo empírico

3.1.1 SVAR para Honduras

Para estimar el efecto de los TI en el ciclo económico de Honduras, se utiliza la especificación estándar comúnmente encontrada en la literatura relacionada e.g., Ben Zeev et al. (2016), Shousha (2016), Fernandez et al. (2017), Schmitt-Grohé y Uribe (1992), Roch (2017), entre otros. En particular, se estima un SVAR con datos trimestrales donde hay un bloque de variables externas (y^f) y otro de variables domesticas (y^d):

$$AY_t = \sum_{k=1}^p B_k Y_{t-k} + \epsilon_t \quad (1)$$

Donde:

$$Y_t = [y_t^f, y_t^d]$$

$$y_t^f = [R_t^{US}, ti_t], \quad y_t^d = [pib_t, c_t, i_t, bc_t, tcr_t]$$

A y B son matrices de coeficientes de dimensión 7×7 ; donde se asume que A es una matriz triangular inferior con unos en su diagonal principal. El término R^{US} denota la tasa de interés real de EE. UU., ti son los términos de intercambio de Honduras, pib representa el producto interno bruto real, i_t es la inversión real, bc denota el ratio entre la balanza comercial y el PIB y tcr es el tipo de cambio real². Todas las variables son desviaciones logarítmicas con respecto a su tendencia estimada a través del *filtro Hodrick Prescott* (HP) con un $\lambda = 1600$, excepto la tasa de interés y el ratio balanza comercial-PIB donde se elimina la tendencia en niveles. Los datos de las variables domésticas y TI fueron obtenidos de la página web del *Banco Central de Honduras* (BCH), mientras que, la fuente para construir la tasa real de EE. UU es *Federal Reserve Economic Data* (FRED) de la *Federal Reserve Bank of St. Louis*. La muestra para la estimación es del primer trimestre del 2000 al cuarto trimestre

²Se usa la definición estándar de tipo de cambio real, donde un aumento porcentual implica una depreciación o disminución real en el valor de la moneda doméstica

del 2019. En el Anexo A se muestra mayor detalle de los datos utilizados.

El SVAR de la especificación 1 incluye la tasa de interés real de EE. UU. debido a su potencial efecto sobre el ciclo y TI de Honduras; estudios como el de Uribe y Yue (2002) encuentran que la tasa de interés mundial ha contribuido significativamente a las fluctuaciones macroeconómicas de las economías emergentes; asimismo, estudios como el de Chen y Xiong (2014) muestran que por la financiarización de los mercados de las materias primas, hay un vínculo entre los precios de los *commodities* y la tasa de interés de EE. UU.

Para la identificación del SVAR, se asume que los TI de Honduras dependen de sus propios valores rezagados, del valor contemporáneo y rezagos de la tasa de interés real de EE. UU., de forma que, $B_{k,2,j} = 0$ para todo $j = 1, 2$ y $k = 1, 2, \dots, p$. De manera similar, se impone que la tasa de interés real de EE. UU. sea completamente exógena, es decir, solo depende de sus valores rezagados, así, $B_{k,1,j} = 0$ para todo $j = 1$ y $k = 1, 2, \dots, p$. Notar que, con esta especificación, los TI afectan contemporáneamente a todas las variables del sistema. La Tabla B1 del Anexo B muestra que de acuerdo con los criterios de información Bayesiano y Hannan Quinn, el número de rezagos óptimo del VAR es 1, por lo tanto, se fija p en 1.

3.1.2 SVAR para Honduras: Medida Alternativa a los shocks en los precios mundiales

Estudios como el de Fernandez et al. (2017) muestran que, concentrar los shocks de los precios mundiales en una única medida como los TI, puede subestimar la importancia relativa de dichos shocks en las fluctuaciones de las variables macroeconómicas como el PIB. En ese sentido, para capturar de mejor forma los shocks en los precios mundiales, los autores sugieren usar múltiples medidas individuales del precio de los *commodities* en lugar de una única medida como los TI.

En esta sección se evalúa cuanto de la variación del ciclo económico de Honduras es explicado por *shocks* individuales de precios mundiales; en particular, se sigue a Dipace et al. (2020) y se estima la descomposición de varianza del error de pronóstico de los agregados macroeconómicos nacionales a *shocks* separados del precio de las exportaciones e importaciones. De esta forma, el nuevo bloque externo de la especificación 1 estará dado por: $y_t^f = [R_t^{US}, px_t, pm_t]$. Donde px (pm) representa un índice de precios ponderado de los *commodities* que Honduras exporta (importa). Estos índices fueron contruidos por Gruss y Kebhaj (2019) del FMI en base al promedio de la participación relativa de cada *commodity* en el PIB de los últimos tres años. En la Tabla A1 del Anexo A se muestra el detalle de su cálculo.

Al igual que en la identificación del SVAR de los TI, se impone que la tasa de interés real de EE. UU. sea completamente exógena, además, se restringe que los índices de precios de las exportaciones e importaciones dependan únicamente de sus propios valores rezagados y de los valores pasados y contemporáneo de la tasa de interés real de EE. UU., de forma que: $B_{k,2,j} = 0$ para todo $j = 1, 2$ y $k = 1, 2, \dots, p$; $B_{k,3,j} = 0$ para todo $j = 1, 3$ y $k = 1, 2, \dots, p$; $A_{3,j} = 0$ para todo $j = 1$.

3.1.3. SVAR para Centroamérica (C.A.)

Con el objetivo de comparar la respuesta dinámica de los agregados macroeconómicos de Honduras a shocks en los TI con economías de similar perfil exportador³, se estima un panel-SVAR para la región centroamericana, en particular, se estima la respuesta dinámica del ciclo económico de El Salvador, Guatemala y Nicaragua a shocks en sus TI. La especificación e identificación del SVAR es la misma a la usada para el caso de Honduras:

$$AY_{i,t} = \eta_i + \sum_{k=1}^p B_k Y_{i,t-k} + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

Donde:

$$Y_t = [y_{i,t}^f, y_{i,t}^d]$$

$$y_t^f = [R_t^{US}, ti_{i,t}], y_t^d = [pib_{i,t}, c_{i,t}, i_{i,t}, bc_{i,t}, tcr_{i,t}]$$

El término i representa un determinado país y η_i es el efecto fijo de dicho país. Al igual que en el SVAR de Honduras, todas las variables son desviaciones logarítmicas con respecto a su tendencia estimada a través del filtro HP. Para la estimación del panel-SVAR, se usó el estimador Least Square Dummy Variable (LSDVE) que implica que el intercepto es diferente para cada país, pero las matrices A y B son las mismas entre países. La muestra base es del primer trimestre 2001 al cuarto trimestre 2019, no obstante, esta difiere entre países. Las series de datos del bloque doméstico y los TI se obtuvieron en las páginas web de cada banco central; la Tabla A2 del Anexo A muestra los detalles de las fuentes de los datos. Al igual que el SVAR de Honduras, el número de rezagos óptimo es 1.

3.2 Modelo Teórico

Con el objetivo de explicar analíticamente los resultados empíricos del SVAR, en esta sección se sigue a Schmitt-Grohé y Uribe (1992) y se estima una extensión del modelo RBC planteado por Mendoza (1995). En esta economía, habrá tres bienes, uno que se exporta, otro que se importa y uno no transable; siendo usados para producir, consumir e invertir. A continuación, se detalla el problema que enfrentan los hogares y los diferentes tipos de empresas, posteriormente, se muestra las condiciones de vaciado de mercado y la calibración del modelo.

3.2.1. Hogares

Los hogares maximizan la esperanza del valor presente descontado de la siguiente función de utilidad con aversión relativa al riesgo constante (CRRA, por sus siglas en inglés):

³Para la estimación del panel-SVAR, se usó Guatemala, Nicaragua y El Salvador. De acuerdo con el índice de precios de las exportaciones construido por Gruss y Kebhaj (2019), la correlación entre el precio de los commodities que Honduras exporta con respecto al precio de los commodities que estos países exportan es 0.95. La Figura A2 muestra el comportamiento del índice de precio de las exportaciones de C.A.

$$U_t = E_t \sum_{t=0}^{\infty} B^t \left(\frac{[C_t - \frac{(h_t^m)^{\omega_m}}{\omega_m} - \frac{(h_t^x)^{\omega_x}}{\omega_x} - \frac{(h_t^n)^{\omega_n}}{\omega_n}]^{1-\sigma} - 1}{1 - \sigma} \right) \quad (3)$$

La elección de esta forma funcional obedece a que los hogares siempre buscarán suavizar el consumo independientemente del nivel que tengan. Los términos h_t^m , h_t^x , y h_t^n denotan horas trabajadas en el sector importador, exportador y no transable, respectivamente; $\sigma > 0$ es el coeficiente de aversión relativa al riesgo y $\omega_m, \omega_x, \omega_n > 0$ son las elasticidades Frisch de la oferta laboral de cada sector. La restricción presupuestaria que los hogares enfrentan en cada periodo está dada por:

$$c_t + i_t^m + i_t^x + i_t^n + \frac{\theta_m}{2} (k_{t+1}^m - k_t^m)^2 + \frac{\theta_x}{2} (k_{t+1}^x - k_t^x)^2 + \frac{\theta_n}{2} (k_{t+1}^n - k_t^n)^2 + p_t^r d_t = \frac{p_t^r d_{t+1}}{1 + r_t} + w_t^m h_t^m + w_t^x h_t^x + w_t^n h_t^n + u_t^m k_t^m + u_t^x k_t^x + u_t^n k_t^n \quad (4)$$

Donde $i_t^i, k_t^i, \omega_t^i, \theta_t^i$, y u_t^i representan la inversión, el capital, los salarios, el costo de ajuste del capital y la renta del capital para cada sector $i = m, x, n$. p_t^r denota el precio relativo del bien compuesto transable en términos del bien final c_t . d_t es el stock de deuda que vence en el periodo t (expresado en unidades del bien transable) y r_t es la tasa de interés del endeudamiento. La ley de movimiento de capital de cada sector está dada por:

$$k_{t+1}^m = (1 - \delta)k_t^m + i_t^m \quad (5)$$

$$k_{t+1}^x = (1 - \delta)k_t^x + i_t^x \quad (6)$$

$$k_{t+1}^n = (1 - \delta)k_t^n + i_t^n \quad (7)$$

Las condiciones de primer orden del problema de los hogares con respecto a $c_t, h_t^m, h_t^x, h_t^n, d_{t+1}, k_{t+1}^m, k_{t+1}^x, y k_{t+1}^n$, respectivamente, son:

$$\left[c_t - \frac{(h_t^m)^{\omega_m}}{\omega_m} - \frac{(h_t^x)^{\omega_x}}{\omega_x} - \frac{(h_t^n)^{\omega_n}}{\omega_n} \right]^{-\sigma} = \lambda_t \quad (8)$$

$$(h_t^m)^{\omega_m-1} \left[c_t - \frac{(h_t^m)^{\omega_m}}{\omega_m} - \frac{(h_t^x)^{\omega_x}}{\omega_x} - \frac{(h_t^n)^{\omega_n}}{\omega_n} \right]^{-\sigma} = \lambda_t w_t^m \quad (9)$$

$$(h_t^x)^{\omega_x-1} \left[c_t - \frac{(h_t^m)^{\omega_m}}{\omega_m} - \frac{(h_t^x)^{\omega_x}}{\omega_x} - \frac{(h_t^n)^{\omega_n}}{\omega_n} \right]^{-\sigma} = \lambda_t w_t^x \quad (10)$$

$$(h_t^n)^{\omega_n-1} \left[c_t - \frac{(h_t^m)^{\omega_m}}{\omega_m} - \frac{(h_t^x)^{\omega_x}}{\omega_x} - \frac{(h_t^n)^{\omega_n}}{\omega_n} \right]^{-\sigma} = \lambda_t w_t^n \quad (11)$$

$$\lambda_t p_t^\tau = \beta(1+r) E_t \lambda_{t+1} p_{t+1}^\tau \quad (12)$$

$$[1 + \theta_m(k_{t+1}^m - k_t^m)] \lambda_t = \beta E_t \lambda_{t+1} [u_{t+1}^m + 1 - \delta + \theta_m(k_{t+2}^m - k_{t+1}^m)] \quad (13)$$

$$[1 + \theta_x(k_{t+1}^x - k_t^x)] \lambda_t = \beta E_t \lambda_{t+1} [u_{t+1}^x + 1 - \delta + \theta_x(k_{t+2}^x - k_{t+1}^x)] \quad (14)$$

$$[1 + \theta_n(k_{t+1}^n - k_t^n)] \lambda_t = \beta E_t \lambda_{t+1} [u_{t+1}^n + 1 - \delta + \theta_n(k_{t+2}^n - k_{t+1}^n)] \quad (15)$$

3.2.2 Empresas productoras de bienes exportados, importados y no transables

Los bienes exportados, importados y no transables son producidos usando capital y trabajo a través de la siguiente tecnología:

$$y_t^m = A^m F^m(k_t^m, h_t^m) = A^m (k_t^m)^{\alpha_m} (h_t^m)^{1-\alpha_m} \quad (16)$$

$$y_t^x = A^x F^x(k_t^x, h_t^x) = A^x (k_t^x)^{\alpha_x} (h_t^x)^{1-\alpha_x} \quad (17)$$

$$y_t^n = A^n F^n(k_t^n, h_t^n) = A^n (k_t^n)^{\alpha_n} (h_t^n)^{1-\alpha_n} \quad (18)$$

Donde y_t^i y A^i representan la producción y la tecnología para cada sector $i = m, x, n$ (importador, exportador y no transable, respectivamente). $A^i > 0$, $\alpha_i \in (0, 1)$ y representa el aporte del capital en la producción del sector $i = m, x, n$. Estas firmas son homogéneas y competitivas en el mercado de trabajo y capital, por lo tanto, sus beneficios están dados por:

$$p_t^i A^i (k_t^i)^{\alpha_i} (h_t^i)^{1-\alpha_i} - w_t^i h_t^i - u_t^i k_t^i$$

Donde p_t^i denota el precio para cada bien $i = m, x, n$. Las condiciones de primer orden en la maximización de ganancias son:

$$\alpha^x p_t^x A^x (k_t^x)^{\alpha^x-1} (h_t^x)^{1-\alpha^x} = u_t^x \quad (19)$$

$$(1 - \alpha^x) p_t^x A^x (k_t^x)^{\alpha^x} (h_t^x)^{-\alpha^x} = w_t^x \quad (20)$$

$$\alpha^m p_t^m A^m (k_t^m)^{\alpha^m-1} (h_t^m)^{1-\alpha^m} = u_t^m \quad (21)$$

$$(1 - \alpha^m) p_t^m A^m (k_t^m)^{\alpha^m} (h_t^m)^{-\alpha^m} = w_t^m \quad (22)$$

$$\alpha^n p_t^n A^n (k_t^n)^{\alpha^n-1} (h_t^n)^{1-\alpha^n} = u_t^n \quad (23)$$

$$(1 - \alpha^n) p_t^n A^n (k_t^n)^{\alpha^n} (h_t^n)^{-\alpha^n} = w_t^n \quad (24)$$

3.2.3 Empresas productoras del bien transable compuesto

El bien transable compuesto es producido usando los bienes importados y exportados a través del siguiente agregador de *Armington* con forma CES:

$$a_t^\tau = A(a_t^m, a_t^x) = \left[\chi_m (a_t^m)^{1-\frac{1}{\mu_m}} + (1 - \chi_m) (a_t^x)^{1-\frac{1}{\mu_m}} \right]^{\frac{1}{1-\frac{1}{\mu_m}}} \quad (25)$$

Donde a_t^τ , a_t^m y a_t^x denotan la absorción interna de los bienes transables, importados y exportados, respectivamente; $\chi_m \in (0, 1)$ y representa la intensidad de la absorción del bien importado en la absorción del bien transable; $\mu_m > 0$ y denota la elasticidad sustitución entre bienes importados y exportados. Estas firmas son competitivas en el mercado de bienes intermedios y finales, por lo tanto, sus beneficios están dados por:

$$p_t^\tau A(a_t^m, a_t^x) - p_t^m a_t^m - p_t^x a_t^x$$

De esta forma, las condiciones de maximización de ganancias de las firmas son:

$$p_t^\tau \chi_m (a_t^m)^{-\frac{1}{\mu_m}} \left[\chi_m (a_t^m)^{\frac{\mu_m-1}{\mu_m}} + (1 - \chi_m) (a_t^x)^{\frac{\mu_m-1}{\mu_m}} \right]^{\frac{1}{\mu_m-1}} = p_t^m \quad (26)$$

$$p_t^\tau (1 - \chi_m) (a_t^x)^{-\frac{1}{\mu_m}} \left[\chi_m (a_t^m)^{\frac{\mu_m-1}{\mu_m}} + (1 - \chi_m) (a_t^x)^{\frac{\mu_m-1}{\mu_m}} \right]^{\frac{1}{\mu_m-1}} = p_t^x \quad (27)$$

3.2.4 Empresas productoras de bienes finales

Para producir los bienes finales se usa el compuesto de bienes transables y los bienes no transables a través de la siguiente tecnología:

$$a_t = B(a_t^\tau, a_t^n) = \left[\chi_\tau (a_t^\tau)^{1-\frac{1}{\mu_\tau}} + (1-\chi_\tau)(a_t^n)^{1-\frac{1}{\mu_\tau}} \right]^{\frac{1}{1-\frac{1}{\mu_\tau}}} \quad (28)$$

Donde a_t es la absorción interna de bienes finales; $\chi_\tau \in (0, 1)$ y muestra la intensidad de la absorción del bien transable en la absorción del bien final. $\mu_\tau > 0$ representa la elasticidad sustitución entre bienes transables y no transables. Los hogares pueden usar los bienes finales para consumir o invertir. Estas firmas son competitivas con respecto a los bienes intermedios, por lo tanto, sus ganancias están dadas por:

$$B(a_t^\tau, a_t^n) - p_t^\tau a_t^\tau - p_t^n a_t^n$$

De esta forma, las condiciones de maximización de ganancias de las firmas son:

$$\chi_\tau (a_t^\tau)^{-\frac{1}{\mu_\tau}} \left[\chi_\tau (a_t^\tau)^{\frac{\mu_\tau-1}{\mu_\tau}} + (1-\chi_\tau)(a_t^n)^{\frac{\mu_\tau-1}{\mu_\tau}} \right]^{\frac{1}{\mu_\tau-1}} = p_t^\tau \quad (29)$$

$$(1-\chi_\tau)(a_t^n)^{-\frac{1}{\mu_\tau}} \left[\chi_\tau (a_t^\tau)^{\frac{\mu_\tau-1}{\mu_\tau}} + (1-\chi_\tau)(a_t^n)^{\frac{\mu_\tau-1}{\mu_\tau}} \right]^{\frac{1}{\mu_\tau-1}} = p_t^n \quad (30)$$

3.2.5 Condiciones de vaciado de mercado

El equilibrio en el mercado de bienes finales está dado por:

$$c_t + i_t^m + i_t^x + i_t^n + \frac{\theta_m}{2} (k_{t+1}^m - k_t^m)^2 + \frac{\theta_x}{2} (k_{t+1}^x - k_t^x)^2 + \frac{\theta_n}{2} (k_{t+1}^n - k_t^n)^2 = B(a_t^\tau, a_t^n) \quad (31)$$

El equilibrio en el mercado de bienes no transables es:

$$a_t^n = y_t^n \quad (32)$$

La restricción de recursos de toda la economía es:

$$p_t^\tau \frac{d_{t+1}}{1+r_t} = p_t^\tau d_t + m_t - x_t \quad (33)$$

Donde m_t y x_t denotan las importaciones y las exportaciones agregadas, respectivamente; estos componentes pueden ser expresados como:

$$m_t = p_t^m (a_t^m - y_t^m) \quad (34)$$

$$x_t = p_t^x (a_t^x - y_t^x) \quad (35)$$

Donde p_t^m y p_t^x representan el precio de las importaciones y de las exportaciones, respectivamente; los TI están definidos como la razón entre estos precios:

$$ti_t = \frac{p_t^x}{p_t^m} \quad (36)$$

Por otra parte, el tipo de cambio real está definido como:

$$RER_t = \frac{\mathcal{E}_t P_t^*}{P_t} = p_t^\tau \quad (37)$$

Donde $\mathcal{E}_t$ es el tipo de cambio nominal, P_t^* denota el precio externo del consumo y P_t es el precio domestico del consumo. Por último, para asegurar un equilibrio estacionario para la deuda externa, se asume que el *spread* de la tasa doméstica con respecto a la tasa internacional es elástico con respecto a la deuda:

$$r_t - r_t^* = \psi(e^{d_t - \bar{d}} - 1) \quad (38)$$

Donde r_t^* es la tasa de interés mundial, ψ captura la sensibilidad del *spread* de tasas con respecto a las desviaciones de la deuda con su estado estacionario. Por último, se define la contraparte teórica de los procesos de los TI y de la tasa de interés real de EE. UU. estimados en el modelo empírico:

$$\ln \left(\frac{ti_t}{ti_{ss}} \right) = a_{2,1} R_t^{US} + b_{2,1} R_{t-1}^{US} + b_{2,2} \ln \left(\frac{ti_{t-1}}{ti_{ss}} \right) + \sigma_{ti} \epsilon_t^{ti}; \quad \epsilon_t^{ti} \sim (0, 1) \quad (39)$$

$$R_t^{US} = b_{1,1} R_{t-1}^{US} + \epsilon_t^{R^{US}} \quad (40)$$

Donde $ti_{ss}, \sigma_{ti} > 0$ y $b_{2,2} \in (-1, 1)$. Los parámetros $a_{2,1}$ y $b_{2,1}$ representan el efecto contemporáneo y rezagado de la tasa de interés real de EE. UU. sobre los TI de Honduras, mientras que, $b_{1,1}$ y $b_{2,2}$ son los coeficientes autoregresivos de la tasa de interés real de EE.UU. y TI, respectivamente. Las ecuaciones del modelo recién descrito, mostraran los mecanismos por los que un shock a los TI (ϵ_t^{ti}) se propaga en la economía.

3.2.6 Calibración

La Tabla 1 muestra la calibración trimestral del modelo de tres sectores para la economía de Honduras. La elasticidad de sustitución entre bienes exportados e importados se fija tomando como referencia el trabajo de Gust et al. (2009), por ende, $\mu_m = 0.8$. La elasticidad de sustitución entre bienes transables y no transables fue calibrada siguiendo a Akinci (2011), que estima esta elasticidad para varias economías en desarrollo en valores cercanos a 0.5, es así que $\mu_\tau = 0.5$. Por otra parte, se fija $\sigma = 2$, que es el valor estándar usado en la literatura para definir el coeficiente de aversión relativa al riesgo, $\delta = 0.025$ que representa el valor estándar de la tasa de depreciación trimestral del capital.

Tabla 1: Calibración del Modelo de Tres Sectores para Honduras

Parámetro	Valor	Fuente
μ_m	0.8	(Gust et al. 2009)
μ_τ	0.5	(Akinci 2011)
α_x, α_m	0.35	Valor estándar en la literatura
α_n	0.25	Valor estándar en la literatura
$\omega_m, \omega_x, \omega_n$	1.455	Valor estándar en la literatura
ϕ_m	0.905	(Schmitt-Grohé y Uribe 1992)
ϕ_x	1.1	(Schmitt-Grohé y Uribe 1992)
ϕ_n	2.5	(Schmitt-Grohé y Uribe 1992)
r	0.07/4	Datos de Honduras
β	0.982	Datos de Honduras
$\bar{d}$	0.007	Combinación de parámetros
δ	0.025	Valor estándar en la literatura
σ	2	Valor estándar en la literatura
A_m, A_x, A_n	1	Valor estándar en la literatura
χ_m	0.8980	(Schmitt-Grohé y Uribe 1992)
χ_τ	0.4360	(Schmitt-Grohé y Uribe 1992)
$a_{2,1}$	1.2979	SVAR / Datos de Honduras
$b_{2,1}$	0.9921	SVAR / Datos de Honduras
$b_{1,1}$	0.8849	SVAR / Datos de Honduras
$b_{2,2}$	0.5241	SVAR / Datos de Honduras

Fuente: Elaboración propia.

Se asume que las elasticidades Frisch de la oferta laboral no varían entre sector, por lo tanto, $\omega_m = \omega_x = \omega_n = 1.455$; que es el valor típico usado en este tipo de modelos (Schmitt-Grohé y Uribe 1992). Para calibrar los costos de ajuste de capital de todos los sectores, se sigue también la metodología de los autores antes citados, quienes estiman estos parámetros minimizando la distancia entre las funciones de impulso respuesta empíricas y teóricas de un conjunto de países (entre ellos Honduras), por ende $\phi_m = 0.905$, $\phi_x = 1.1$ y $\phi_n = 2.5$. Se normaliza la productividad de los tres sectores y los TI de estado estacionario en uno, por lo tanto, $A_m = A_n = A_x = tot_{ss} = 1$.

Por otro lado, se calibra $r = 0.07/4$; que representa la tasa de endeudamiento promedio trimestral de los bonos soberanos de Honduras en los últimos diez años, dando como resultado que el factor de descuento estocástico sea $\beta = 0.982$. Se asume que la representatividad del capital en la producción del sector exportador e importador es la misma, por lo tanto: $\alpha_x = \alpha_m = 0.35$; mientras que, el aporte del capital a la producción del sector no transable es: $\alpha_n = 0.25$. Los parámetros χ_t y χ_m son combinaciones de los demás parámetros. Por último, $a_{2,1}$, $b_{2,1}$, $b_{1,1}$ y $b_{2,2}$ se calibraron de acuerdo con las estimaciones del SVAR realizadas en la sección 3.

4 Resultados

4.1 modelo Empírico

En esta sección, se usa funciones impulso respuesta y la descomposición de varianza del error de pronóstico del SVAR para mostrar como un *shock* en los TI afecta el ciclo económico de Honduras; adicionalmente, se compara los resultados de dicha estimación con un ejercicio donde se desagrega el *shock* de los TI en dos *shocks* individuales.

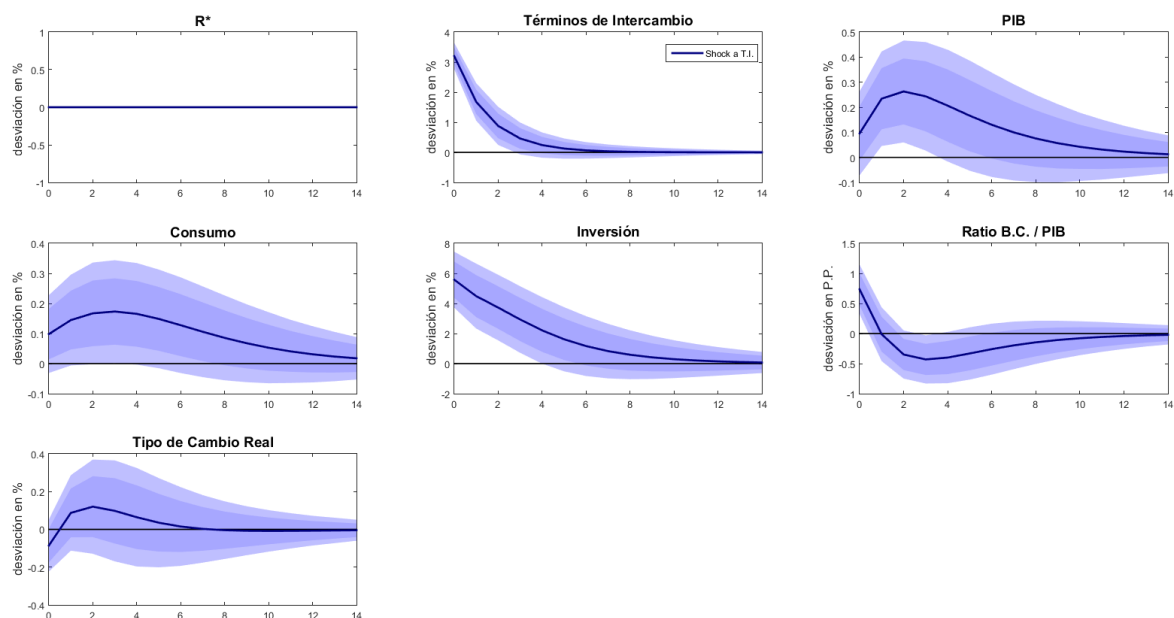
4.1.1 SVAR para Honduras

La Figura 1 muestra la respuesta dinámica de todas las variables del sistema a un *shock* positivo de una desviación estándar de los TI, equivalente a que estos se desvíen 3.2% del valor pronosticado por su proceso estipulado en el SVAR de la ecuación 1. Las funciones impulso respuesta de todas las variables están expresadas como desviaciones porcentuales con respecto a la tendencia logarítmica de cada variable, a excepción del ratio balanza comercial - PIB que está expresado como desviación en puntos porcentuales de su valor tendencial.

En el mismo trimestre que se materializa el *shock* positivo en los TI, ocurren los siguientes efectos en la economía nacional: El ciclo del ratio de la balanza comercial con respecto al PIB aumenta 0.73 puntos porcentuales, lo que denota que la balanza cambiaria nacional se hace menos deficitaria, es decir, el efecto *Harberger-Laursen-Metzler*⁴ se cumple para la economía hondureña. Este excedente de divisas a su vez, produce una apreciación del Tipo de Cambio Real (TCR), que disminuye 0.09% con respecto a su valor tendencial. De manera similar, la inversión aumenta significativamente 5.6% con respecto a su tendencia.

⁴Conjetura que estipula que un aumento de los términos de intercambio provoca una mejora en la cuenta corriente.

Figura 1: Respuesta del ciclo económico de Honduras a un shock en los TI



Nota: la línea sólida en azul representa puntos de la función impulso respuesta del SVAR de la ecuación 1. Las áreas azul oscuro y claro representan los intervalos de confianza con un nivel de significancia de 68% y 90%, respectivamente. Los intervalos de confianza fueron construidos a través del método *bootstrapping* usando 10,000 repeticiones.

Fuente: elaboración propia.

Por otra parte, el mayor efecto en el PIB y consumo ocurre tres trimestres después de la materialización del shock, cuando dichas variables aumentan 0.25% y 0.16% con respecto a su tendencia, respectivamente. Como en la identificación se impuso que la tasa de interés real de EE. UU. fuese completamente exógena, un shock en los TI de Honduras no puede afectarla.

Tomando en consideración las funciones impulso respuesta de la estimación empírica del SVAR, los resultados sugieren que un aumento inesperado de los TI en Honduras provoca: una apreciación del tipo de cambio real, menor déficit en cuenta corriente y un aumento en el PIB, consumo e inversión. Estos resultados están en línea con lo encontrado por otros autores que estiman la respuesta de ciclo económico de varias economías emergentes a shocks en los TI, e.g., Ben Zeev et al. (2016), Shousha (2016), Schmitt-Grohé y Uribe (1992) y Roch (2017)

Para estimar la contribución de los shocks de los TI en las fluctuaciones de las variables macroeconómicas domésticas, se calculó la descomposición de varianza del error de pronóstico. La Tabla 2 muestra el porcentaje de la varianza explicada por un shock de los TI para un determinado horizonte trimestral h . Los resultados sugieren que, en los primeros cuatro trimestres, un shock de los TI explica aproximadamente el 12% de las fluctuaciones del PIB y consumo; el 10% de la varianza del ratio balanza comercial - PIB, más del 30% de los movimientos de la inversión y únicamente el 2% de las fluctuaciones del TCR.

Tabla 2: Proporción de la Varianza del Error de Pronóstico Explicada por un Shock de los Términos de Intercambio.

	PIB	Consumo	Inversión	Ratio B.C./PIB	TCR
$h = 0$	1.2	2.2	27.7	11.0	1.4
$h = 2$	9.3	6.8	34.2	8.8	1.7
$h = 4$	12.0	10.4	32.5	10.0	1.9
$h = 8$	12.4	12.3	30.0	10.2	1.8
$h = 12$	12.3	12.3	30.0	10.0	1.8

Fuente: Elaboración propia.

La descomposición de varianza muestra que a pesar de que el PIB de Honduras se relaciona positivamente con los TI, únicamente el 12% de sus fluctuaciones son explicadas por shocks en los TI. Estos resultados difieren de las estimaciones empíricas realizadas por otros estudios para economías emergentes, en donde los shocks de los TI explican entre el 25% y el 40% de las fluctuaciones del producto.

4.1.2 SVAR para Honduras: Medida Alternativa a los Shocks en los Precios Mundiales

La Tabla 3 muestra la proporción de la varianza del error de pronóstico de todas las variables del sistema explicada por los shocks de los precios de las exportaciones e importaciones. Para el caso del PIB, los shocks a los precios de las exportaciones e importaciones explican el 3% y 10% de su varianza del error de pronóstico, respectivamente; si se suman ambas medidas individuales, los shocks a los precios mundiales explican el 13% de las fluctuaciones del PIB, en el mismo trimestre del shock. Si se considera la proporción de la varianza explicada por ambos shocks en todos los horizontes, las fluctuaciones del PIB son explicadas en aproximadamente 10%, de similar magnitud a las fluctuaciones explicadas por la medida única de los TI.

Tabla 3: Proporción de la Varianza del Error de Pronóstico Explicada por Shocks en los Precios de las Exportaciones e Importaciones de Honduras.

	PIB		Consumo		Inversión		B.C./PIB		TCR	
	p_x	p_m	p_x	p_m	p_x	p_m	p_x	p_m	p_x	p_m
$h = 0$	2.83	10.42	0.00	0.01	4.36	0.00	4.23	0.00	0.01	8.34
$h = 2$	3.07	7.45	2.09	7.75	14.31	6.35	3.56	7.78	4.62	3.18
$h = 4$	3.04	6.31	5.07	12.63	15.17	6.03	3.01	8.02	7.85	4.76
$h = 8$	2.92	5.69	7.09	14.10	14.78	5.59	2.94	7.44	11.26	8.26
$h = 12$	2.89	5.79	7.27	13.94	14.61	5.67	3.05	7.05	12.03	9.05

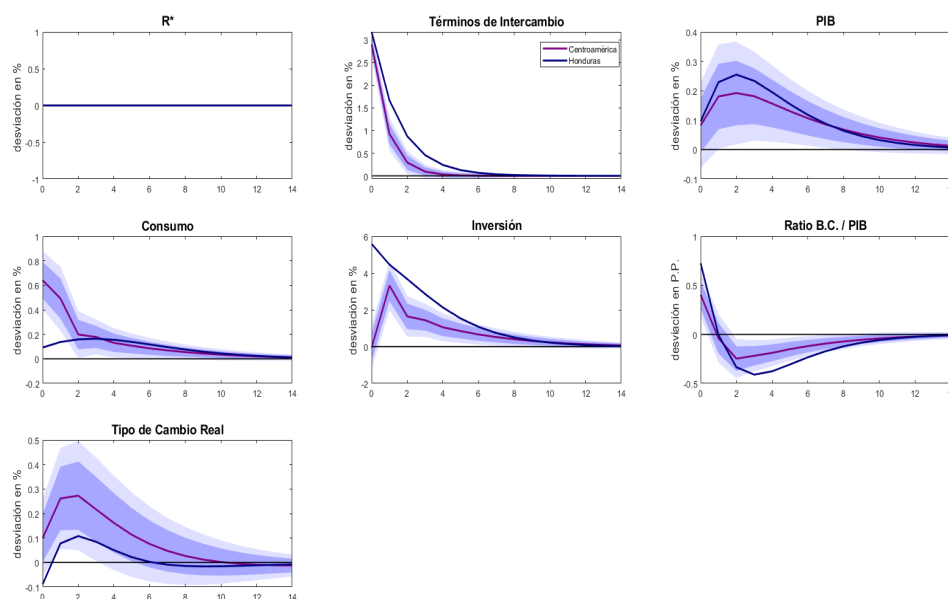
Fuente: Elaboración propia.

Al igual que el PIB, la mayor parte de las fluctuaciones del consumo son explicadas por el *shock* al precio de las importaciones, particularmente un año después del *shock*. La varianza de la inversión, es explicada mayormente por el *shock* en el precio de las exportaciones, principalmente a partir del segundo trimestre después del *shock*. Las fluctuaciones del TCR en el corto plazo son explicadas únicamente por el *shock* del precio en las importaciones, luego, a partir del segundo trimestre, el *shock* que explica mayormente su varianza es el de las exportaciones; contrario a los resultados del ratio balanza comercial - PIB, en donde únicamente el *shock* de las exportaciones explica la dinámica del corto plazo, mientras que, el *shock* de las importaciones explica las fluctuaciones a partir del segundo trimestre.

4.1.3 SVAR para Centroamérica (C.A.)

En la Figura 2 se compara las funciones impulso respuesta del ciclo económico de Honduras con respecto al resto de países centroamericanos ante un *shock* de una desviación estándar en sus respectivos TI. Al igual que en el SVAR para Honduras, los gráficos muestran desviaciones logarítmicas porcentuales con respecto al valor tendencial de cada variable, a excepción del ratio balanza comercial - PIB donde se muestra desviaciones en puntos porcentuales.

Figura 2: Respuesta del ciclo económico de Centroamérica a un *shock* en los TI



las líneas solidas en azul y rojo representan puntos de la función impulso respuesta de los SVAR de las ecuaciones (1) y (2), respectivamente. Las áreas azul oscuro y claro representan los intervalos de confianza de las impulso respuesta de Centroamérica con un nivel de significancia de 68% y 90%, respectivamente. Los intervalos de confianza fueron contruidos a través del método *bootstrapping* usando 10,000 repeticiones.

Fuente: elaboración propia.

Consistente con los resultados encontrados para Honduras, un *shock* en los TI de los países centroamericanos provoca menor déficit en la balanza comercial y un incremento en el PIB, consumo e inversión de la región. Las funciones impulso respuesta muestran que el ratio balanza comercial - PIB tiene una mejora inmediata de 0.4%, de manera similar, el consumo de la región aumenta contemporáneamente 0.6%. Dos trimestres después que se materializa el *shock*, el PIB y la inversión aumentan 0.18% y 3.3% con respecto a su tendencia, respectivamente.

Siguiendo lo presentado en la sección anterior, se evaluó la contribución de los *shocks* de los TI en la varianza de los agregados macroeconómicos de C.A. a través de la descomposición de la varianza del error de pronóstico. La Tabla 4 muestra la proporción de la varianza del error de pronóstico de todas las variables del sistema que es explicada por un *shock* en los TI de cada país.

Tabla 4: Proporción de la Varianza del Error de Pronóstico Explicada por un Shock de los Términos de Intercambio de Centroamérica

	PIB	Consumo	Inversión	Ratio B.C./PIB	TCR
$h = 0$	1.0	10.8	0.00	4.8	1.0
$h = 2$	3.0	14.2	10.8	4.9	4.0
$h = 4$	5.1	14.3	11.0	6.5	4.5
$h = 8$	5.4	14.2	11.1	6.5	4.3
$h = 12$	5.4	14.2	11.0	6.5	4.1

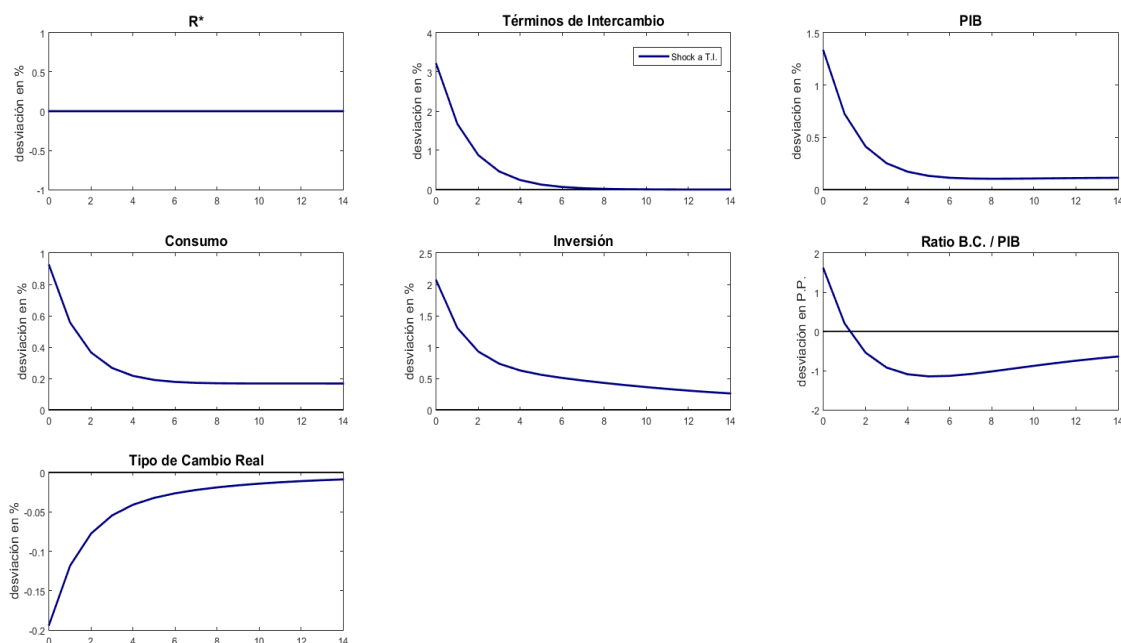
Fuente: Elaboración propia.

Los resultados indican que, en C.A., un *shock* de los TI explica el 5.4%, 14.2%, 11.0%, 6.5% y 4.1% de la varianza del PIB, consumo, inversión, balanza comercial y tipo de cambio real, respectivamente. La descomposición de varianza muestra que, en Honduras, la respuesta de la inversión a un *shock* en los TI es mayor que en C.A., mientras que, la respuesta del consumo al mismo *shock* es menor a la observada en la región. Un hecho empírico que puede inferirse de este ejercicio, es que los *shocks* de los TI explican menos varianza del PIB en economías en desarrollo como las centroamericanas con respecto a las economías emergentes.

4.2 Modelo teórico

La Figura 3 muestra la respuesta dinámica estimada por el modelo teórico de las seis variables incluidas en el SVAR al mismo *shock* positivo de una desviación estándar de los TI. El modelo teórico es capaz de replicar los hechos estilizados en torno al efecto de los *shocks* de los TI sobre la economía nacional estimados en el SVAR. Ambos modelos predicen que una mejora de los TI aumenta el ratio de balanza comercial-PIB en similar magnitud. Si bien en el modelo de tres sectores el efecto sobre el tipo de cambio real es un poco más persistente y de mayor magnitud, ambos modelos predicen una apreciación del tipo de cambio real, asimismo, el modelo de teórico replica que el aumento de los TI incrementa el PIB, consumo e inversión, aunque en menor magnitud de lo que predice el SVAR.

Figura 3: Respuesta del ciclo económico de Honduras a un *shock* en los términos de intercambio



Nota: las líneas azules representan puntos de la función impulso respuesta estimada por el modelo teórico a un shock de una desviación estándar de los TI.

Fuente: Elaboración propia.

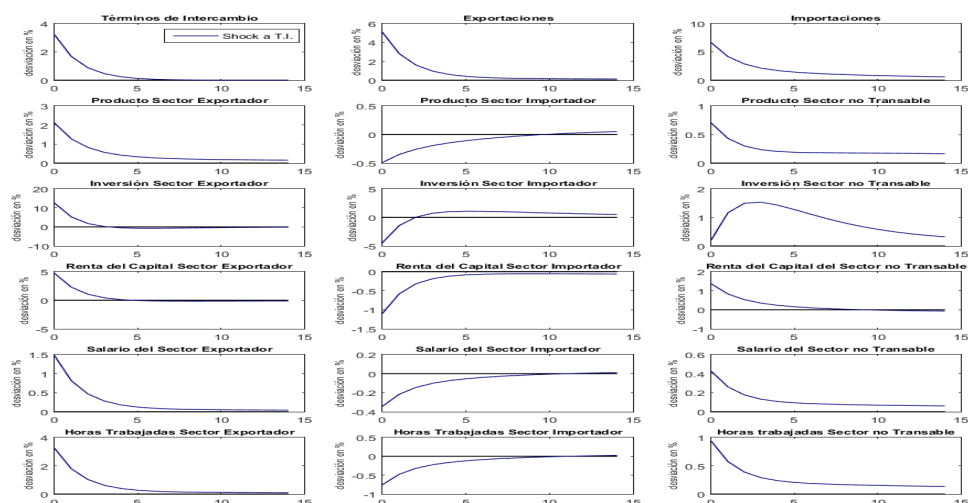
Para entender mejor estas reacciones, es necesario analizar los mecanismos de transmisión por el que un *shock* de los TI afecta a la economía, en ese sentido, la Figura 4 muestra la respuesta dinámica del resto de variables del modelo teórico que no fueron incluidas en el SVAR.

El *shock* de los TI provoca que los bienes exportables sean relativamente más caros al resto de bienes, esto induce a un efecto ingreso y sustitución entre sectores. Como el precio del sector exportador es mayor, hay un efecto ingreso en dicho sector que impulsa su producción y la del sector no transable. Para que estos sectores puedan producir más, necesitan demandar más trabajo, ya sea contratando más trabajadores o pagando horas extras a los existentes, esto produce presiones alcistas en los salarios que a su vez provoca un efecto sustitución en los hogares que prefieren trabajar más.

Como hay un descenso en la producción del sector importador, hay menor demanda de trabajo que provoca un descenso en los salarios y en las horas trabajadas de dicho sector. Dado que el aumento de la producción de los sectores exportador y no transable es mayor que el descenso del producto del sector importador, el producto total de la economía aumenta. Los agentes saben que el *shock* de los TI es transitorio, por ende, aumentan su consumo en menor medida que el aumento del ingreso. El primer panel de la figura 6 muestra que el *shock* de los TI tiene un grado de persistencia, lo que provoca que la rentabilidad esperada de los sectores exportador y no transable aumente, induciendo a

un aumento en la inversión de dichos sectores y a un descenso en la inversión del sector importador.

Figura 4: Respuesta del ciclo económico de Honduras a un shock en los términos de intercambio



Nota: la línea azul representa puntos de la función impulso respuesta del modelo teórico a un shock de una desviación estándar de los TI. Fuente: Elaboración propia.

Al igual que el SVAR, se pueden usar las funciones impulso respuesta del modelo teórico de tres sectores para estimar la proporción de la varianza del PIB explicada por un shock a los TI, para tales efectos, se sigue el procedimiento de Schmitt-Grohé y Uribe (1992), en donde se toma la varianza del PIB condicional al shock de los TI que se encuentra en la función impulso respuesta del PIB en el modelo teórico y se divide entre la varianza incondicional del PIB. Dicha división representa la proporción de la varianza del PIB (en términos del bien final) explicada por el shock de los TI. Para que la proporción de la varianza del PIB del modelo teórico se encuentre en las mismas unidades que el modelo empírico (en precios constantes) es necesario reestimar el denominador de la división de varianzas, por una medida de producción deflactada. Al hacer este procedimiento con el modelo calibrado para Honduras, la proporción de la varianza del PIB explicada por el shock a los TI es aproximadamente 22%, mayor a la proporción de 12% estimada por el SVAR, lo que sugiere la presencia del *terms of trade disconnect puzzle* ya que existe un grado de discrepancia entre las estimaciones empíricas y las teóricas.

5 Conclusiones

En este trabajo de investigación se estima un modelo SVAR con datos trimestrales y un modelo teórico de economía abierta con tres sectores para estudiar el efecto de shocks de los TI en algunas variables macroeconómicas de Honduras. Los resultados empíricos sugieren que, shocks positivos en los TI inducen a una expansión del PIB, consumo e inversión, apreciación del tipo de cambio real y menor déficit en cuenta corriente. La contribución de dichos shocks a la varianza del PIB, consumo, inversión, balanza comercial y TCR es 12%, 12%, 30%, 10% y 2%, respectivamente; resultados que

no varían considerablemente cuando se usan medidas alternativas a los TI para medir los *shocks* de los precios mundiales.

El modelo teórico replica adecuadamente estos hechos estilizados mostrando los canales de transmisión por el que el *shock* de los TI provoca estos efectos en la economía nacional. El aumento del precio relativo de las exportaciones provoca un efecto ingreso que impulsa la producción del sector exportador y no transable. Para poder producir más, las empresas de estos sectores aumentan la demanda de trabajo, lo que genera presiones alcistas en los salarios; como los salarios aumentan, hay un efecto sustitución en los hogares que prefieren trabajar más. Por el contrario, el *shock* de los TI provoca una contracción en la producción del sector importador que induce a una reducción en los salarios y horas trabajadas del sector. Como el *shock* de los TI no es permanente, los agentes no destinan todo el aumento del ingreso a consumo.

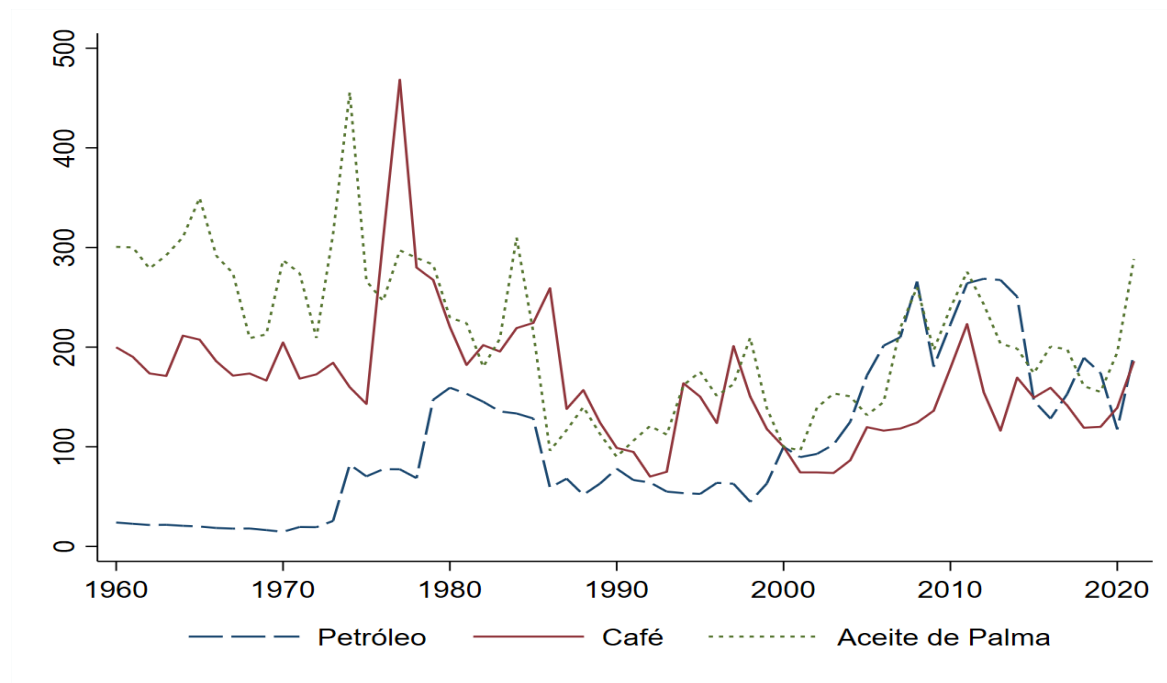
A raíz de los resultados de este documento, un fenómeno que puede estudiarse en futuros trabajos de investigación es entender las causas del porque los *shocks* de los TI explican en menor proporción la varianza del producto en economías en desarrollo como las centroamericanas con respecto a las economías emergentes. En ese sentido, tanto el modelo empírico como el teórico podrían incorporar algún elemento que mida el riesgo financiero global o la incertidumbre local que permita analizar estructuralmente este efecto heterogéneo encontrado en las estimaciones empíricas.

Referencias

- Akinci, O. (2011). "A Note on the Estimation of the Atemporal Elasticity of Substitution Between Tradable and Nontradable Goods". En: *Columbia Manuscript*.
- Ben Zeev, N., E. Pappa y A. Viccondoa (2016). "Emerging Economies Business Cycles: The Role of the Terms of Trade." En: *Journal of International Economics* 108, págs. 368-376.
- Bleaney, M. y D. Greenway (2001). "The impact of terms of trade and real exchange rate volatility on investment and growth in sub-Saharan Africa." En: *Journal of Development Economics* 65, págs. 491-500.
- Chen, I. y W. Xiong (2014). "Financialization of Commodity Markets". En: *Annual Review of Financial Economics* 6, págs. 419-441.
- Deaton, A. y R. Miller (1996). "International commodity prices, macroeconomic performance, and politics in Sub-Saharan Africa." En: *Journal of African Economies* 5, págs. 99-1991.
- Dipace, F., L. Juvenal e I. Petrella (2020). "Terms-of-Trade Shocks are Not all Alike." En: *Journal of International Economics* 112, págs. 2000-2018.
- Fernandez, A., S. Schmitt-Grohé y M. Uribe (2017). "World shocks, world prices, and business cycles: An empirical investigation." En: *Journal of International Economics* 108, págs. 2-14.
- Fornero, J., M. Jirchner y A. Yany (2016). "Terms of Trade Shocks and Investment in Commodity-Exporting Economies". En: 108, págs. 2-14.
- Gruss, B. y S. Kebhaj (2019). "Commodity Terms of Trade: A New Database." En: *Journal of International Economics* 79, págs. 173-185.
- Gust, C., S. Leduc y N. Sheets (2009). "The adjustment of global external balances: Does partial exchange-rate pass-through to trade prices matter". En: *Journal of International Economics* 79, págs. 173-185.
- Harberger, A. (1950). "Currency depreciation, income, and the balance of trade". En: *Journal of Political Economy* 58, págs. 47-60.
- Kose, M. (2002). "Explaining Business Cycles in Small Open Economies: How Much do World Prices Matter ?" En: *Journal of International Economics* 56, págs. 299-327.
- Mendoza, E. (1995). "The Terms of Trade, the Real Exchange Rate, and Economic Fluctuations." En: *International Economic Review* 81, págs. 797-818.
- Ostry, J. y C. Reinhart (1992). "Private savings and terms of trade". En: *IMF Staff Papers* 32, págs. 495-517.
- Roch, F. (2017). "The Adjustment to Commodity Price Shocks in Chile, Colombia, and Peru". En: *Journal of International Economics* 108, págs. 2-14.
- Schmitt-Grohé, S. y M. Uribe (1992). "How Important Are Terms Of Trade Shocks". En: *International Economic Review* 59, págs. 85-111.
- Shousha, S. (2016). "Macroeconomic Effects of Commodity Booms and Busts: The Role of Financial Frictions". En: *Journal of International Economics* 108, págs. 2-14.
- Uribe, M. y V. Yue (2002). "Country spreads and emerging countries: Who drives whom?" En: *Journal of International Economics* 69, págs. 6-36.

6 Anexos

Figura A1: Comportamiento del Precio Internacional del Petróleo, Café y Aceite de Palma



Nota: Índices de precios reales (2000=100) de cada textitcommodity. Fuente: [Banco Mundial](#).

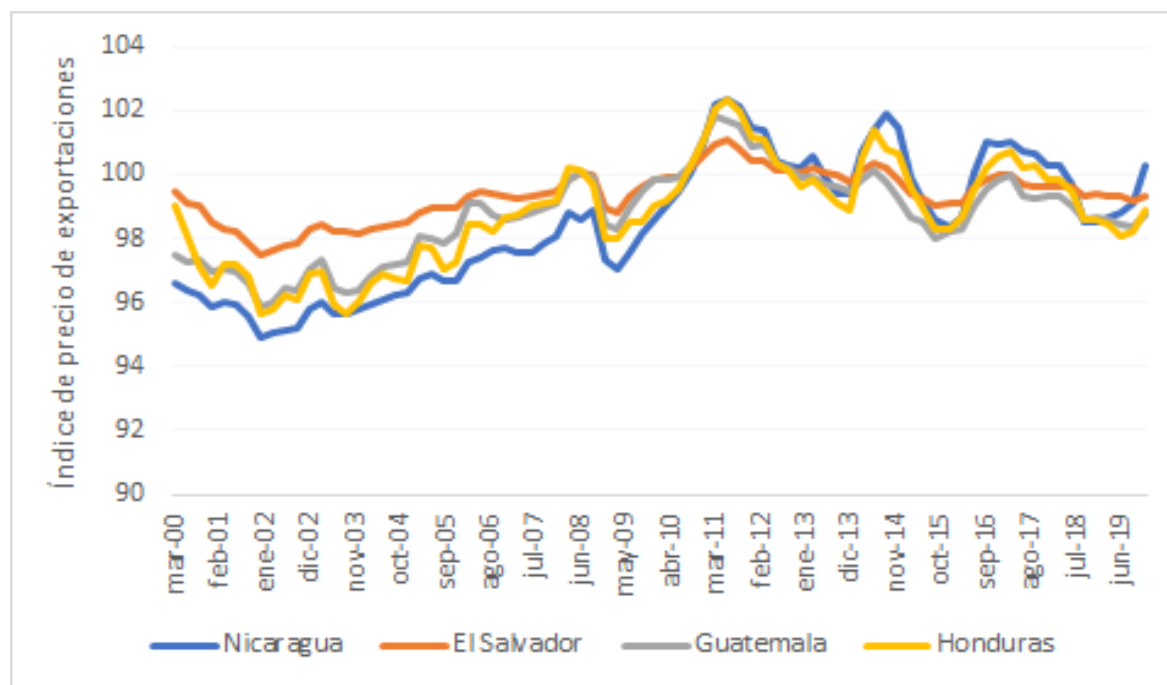
El tipo de cambio real y las series desestacionalizadas del PIB, consumo, inversión y balanza comercial están disponibles en la página web del Banco Central de Honduras (BCH).⁵ Para medir R^{US} , se usó la tasa bruta a tres meses de las letras del Tesoro de EE. UU. deflactada por una medida de las expectativas de inflación de dicho país⁶. Para medir los TI de Honduras, se utilizó el ratio de los índices de precios agregados de exportaciones con respecto a importaciones proveniente de las cuentas nacionales trimestrales:

$$ti_t = \frac{px_t}{pm_t} = \frac{x_t m_t^0}{m_t x_t^0}$$

Donde x_t (m_t) son las exportaciones (importaciones) corrientes en el año t , mientras que, x_0 (m_0) son las exportaciones (importaciones) en el año t con precios de 2000, año base de las cuentas nacionales. Un aumento de los TI implica que el precio de las exportaciones relativo a las importaciones aumenta.

⁵ [Portal de Cuentas Nacionales Trimestrales](#).

⁶Para calcular la tasa de interés real de EE. UU. se usa el método propuesto por Schmitt-Grohe y Uribe (2011), el cual define la tasa real como: $1 + R_t^{US} = (1 + i_t)E_t \frac{1}{1 + \pi_{t+1}}$. Donde i es la tasa bruta a tres meses de las letras del Tesoro y π es la inflación.

Figura A2: Comportamiento del Índice de Precio de las Exportaciones de C.A.

Fuente: Gruss & Kebhaj (2019).

Por otra parte, la Tabla A1 muestra que el índice de precios de las exportaciones (Δpx_t) es el promedio ponderado de los precios de los *commodities* j que se exportan en el periodo t , mientras que, el índice de precios de las importaciones (Δpm_t) es el promedio ponderado de los precios de los *commodities* i que se importan en el periodo t . Los ponderadores de cada *commodity* son móviles y están dados por el promedio de la razón entre las exportaciones o importaciones de ese *commodity* con respecto al PIB de los últimos tres años.

Tabla A1: Índice de precios de exportaciones e importaciones.

Índice	Fórmula
Índice de precios de exportaciones	$\Delta px_t = \sum_{j=1}^J \Delta P_{j,t} \frac{1}{3} \sum_{s=1}^3 \frac{x_{j,t-s}}{PIB_{t-s}}$
Índice de precios de importaciones	$\Delta pm_t = \sum_{j=1}^J \Delta P_{j,t} \frac{1}{3} \sum_{s=1}^3 \frac{m_{j,t-s}}{PIB_{t-s}}$

Fuente: Gruss & Kebhaj (2019)

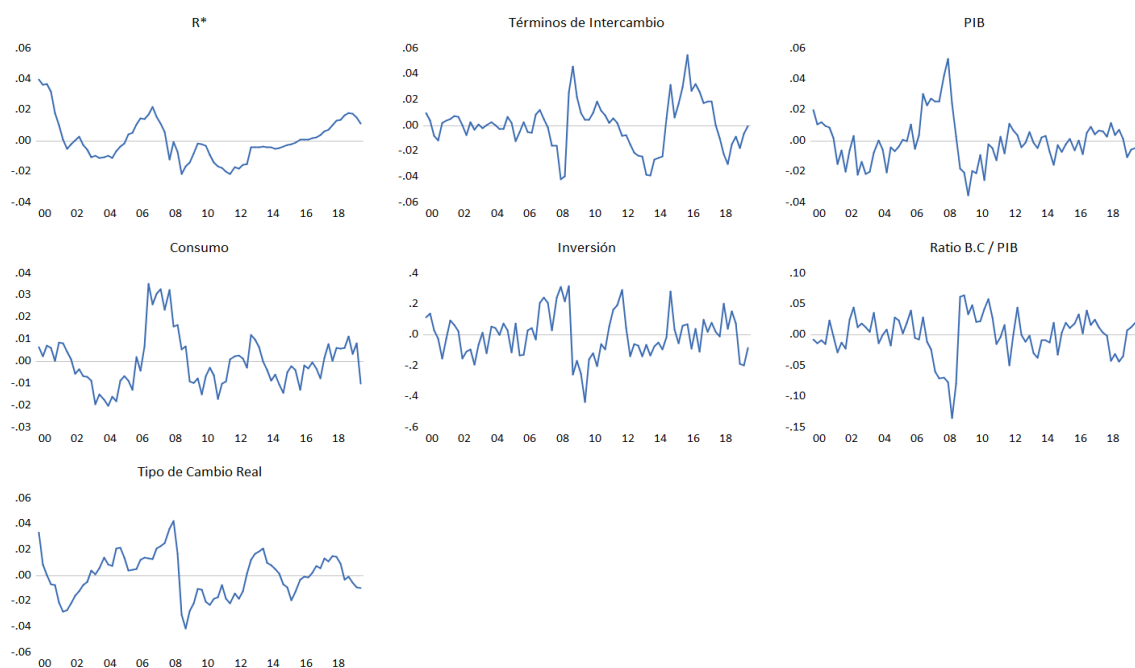
En la Tabla A2 se observa la muestra de la estimación y la fuente de los datos de todos los países centroamericanos usados en el panel SVAR.

Tabla A2: Fuentes y muestra de países centroamericanos

País	Muestra	Fuente	Sitio Web
Guatemala	2001:Q1 - 2019:Q4	Banco de Guatemala	Link
El Salvador	2005:Q1 - 2019:Q4	Banco Central Reserva del El Salvador	Link
Nicaragua	2006:Q1 - 2019:Q4	Banco Central de Nicaragua	Link

Fuente: Banco de Guatemala, Banco Central Reserva del El Salvador y Banco Central de Nicaragua.

Figura A3: Comportamiento del ciclo de las variables



Fuente: Banco Central de Honduras y *Federal Reserve Bank of St. Louis*.

B Anexo del SVAR

En la Tabla B1 se muestra los criterios de información del SVAR de Honduras de la ecuación (1).

Tabla B1: Criterios de información del SVAR de Honduras

Rezago	Akaike	Schwarz	Hannan Quinn
1	-41.63	-39.88	-40.93
2	-41.09	-37.82	-39.79
3	-41.12	-36.32	-39.20
4	-41.48	-35.16	-38.96
5	-41.99	-34.14	-38.86
6	-42.49	-33.12	-38.75

Fuente: Elaboración propia.