

Universidad de Costa Rica  
Escuela de Economía

Política monetaria en Costa Rica: efectos y transmisión  
en el periodo 2011-2022

Grupo 01

Daniel Aguilar, C00088 & Gabriel Sánchez, B97253

II Ciclo – 2023

*Resumen:* Este trabajo busca abordar la pregunta de ¿en qué manera se transmitieron cambios en la tasa de política monetaria en Costa Rica hacia el nivel de precios y la actividad económica durante el periodo 2011-2022? Así, a diferencia de estudios previos, esta investigación contempla un nuevo periodo en el cual se llevaron a cabo una serie de modernizaciones de la política monetaria, como la adopción de la Tasa de Política y la migración hacia regímenes de mayor flexibilidad cambiaria. Para responder la pregunta se llevó a cabo un análisis de vectores autorregresivos con un modelo de canales de transmisión. A su vez, se encuentra que la tasa de política tiene un efecto significativo sobre el nivel de precios observado en la economía pero no en la actividad económica, lo cual apoyaría la visión de neutralidad del dinero. Además, se encuentra evidencia de que las acciones de política contractivas del Banco sirven para incrementar las expectativas de inflación, lo cual podría reflejar que los individuos toman las intervenciones de la entidad como una señal de inflación elevada a futuro. Por último, se discute brevemente el efecto directo de algunos canales de transmisión, como el tipo de cambio, sobre la inflación y el producto.

## 1. Introducción

A raíz de las elevadas tasas de inflación observadas en Costa Rica a finales de los noventas y principios de este siglo, el Banco Central de Costa Rica (BCCR) se vio necesitado de replantearse la manera de llevar a cabo la política monetaria en el país. Así, en las últimas dos décadas, se ha llevado a cabo un proceso de modernización de la política monetaria, empezando con la aprobación del plan estratégico ‘Esquema de meta explícita de inflación para Costa Rica’ en el 2005 (Banco Central de Costa Rica, 2020). En línea con el objetivo primario del Banco Central de mantener una inflación baja y estable, dicho plan propuso la migración a un régimen cambiario flexible, en el cual el objetivo primordial de la entidad monetaria se centra en cumplir con una meta de inflación explícita que ha ido evolucionando a lo largo de los años, hasta llegar al nivel actual del 3 % anual, con un rango de tolerancia de 1 punto porcentual. Sin embargo, como lo menciona el Banco Central de Costa Rica (2018), esta reestructuración no deja de lado también las preocupaciones por el desempeño general de la economía. En particular, dado que un objetivo secundario de la institución es a su vez “Promover un ordenado desarrollo de la economía costarricense, a fin de lograr la ocupación plena de los recursos (...)” (“Ley 7558 de 1995. Ley Orgánica del Banco Central de Costa Rica”, 1995). Así, a pesar de que el objetivo primario del Banco Central esté claramente centrado en el manejo de la inflación, también es importante considerar cómo sus acciones pueden incidir en el ciclo y actividad económica.

Por su parte, la efectividad de la modernización de la política monetaria ha sido puesta a prueba desde sus inicios. En un entorno macroeconómico de recuperación posterior a la crisis financiera de 2007, las altas tasas de inflación y la desaceleración de la actividad económica fueron factores comunes a nivel global. Así es en junio de 2011, año caracterizado por la lenta recuperación económica en el país, que el Banco Central de Costa Rica (2012) modifica el concepto de la Tasa de política monetaria (TPM) y la define como una tasa de interés de referencia, su objetivo y principal instrumento de intervención. Es por este motivo que esta investigación contempla el periodo inmediatamente posterior, iniciando en julio de 2011.

Agregado a lo descrito, a raíz de la pandemia por COVID-19, Costa Rica, al igual que el resto del mundo, ha enfrentado los retos derivados de un entorno macroeconómico incierto en el pasado reciente. En particular, el Banco Central de Costa Rica (2023) califica las altas tasas de inflación, la desaceleración de la actividad económica y la inestabilidad de los mercados financieros como problemas a los que se ha enfrentado el país en el periodo de crisis y recuperación por la pandemia. A su vez, cabe resaltar que el Banco ha tomado un rol activo para combatir estos problemas, predominantemente aquel de la inflación elevada observada en el 2022. Esto lo vemos mediante la política señalada por el incremento significativo en la

TPM entre el 2021 y el 2022. Así, esta progresivamente pasó de 1.25 p.p. en diciembre de 2021 a 9 p.p. en diciembre del 2022, manteniéndose en este nivel hasta marzo del 2023 cuando las fuerzas inflacionarias en gran medida habían menguado (“*Tasa de Política Monetaria*”, 2023).

En efecto, es considerando tanto la modernización de la política que se ha llevado a cabo como el rol activo que ha tomado el Banco Central en el pasado reciente que surge el interés por esta investigación. En particular, nos preguntamos ¿en qué manera se transmitieron cambios en la tasa de política monetaria en Costa Rica hacia el nivel de precios y la actividad económica durante el periodo 2011-2022? Así, nuestro objetivo primario es analizar la incidencia que tiene la tasa de política monetaria, el principal instrumento del Banco, sobre la inflación y la actividad económica, dos variables cercanamente ligadas a sus objetivos de política. Mientras que también nos centramos en analizar como los shocks monetarios se transmiten a canales de transmisión como el tipo de cambio y las tasas de interés, entre otros. Para esto, utilizamos un modelo de Vectores Autorregresivos (VAR), técnica comúnmente empleada en la literatura para evaluar los efectos de la política monetaria como lo detalla Ramey (2016). Esto permite la estimación de funciones impulso respuesta (IRF), que describen como reaccionan las variables de interés y los canales de transmisión ante un shock de la política monetaria.

A su vez, cabe resaltar que –dada la importancia de entender el funcionamiento e impacto de la política monetaria– existen estudios previos que buscan abordar esta pregunta en el país. El primer ejemplo es Castrillo et al. (2008) quienes también estudian la incidencia de la política sobre el producto y la inflación, además de los mecanismos mediante los cuales esta surte efecto en Costa Rica para el periodo 1991-2007. Sin embargo, como se destacó previamente, la política monetaria y las circunstancias del país han evolucionado en el pasado reciente, por lo que es probable que el funcionamiento e impacto de la política monetaria se haya comportado de manera distinta en nuestro periodo de estudio. Aunado a esto, Álvarez et al. (2022) es un ejemplo reciente del estudio de la incidencia de la política monetaria sobre variables macroeconómicas. Empero, esta investigación no se centra en el análisis de canales de transmisión destacados en Castrillo et al. (2008); es decir, no contempla el efecto que tienen shocks monetarios sobre los canales de transmisión de política como el crédito y las expectativas de inflación. Adicionalmente, sus principales variables de interés son el PIB y el empleo, y no la inflación. Por tanto, es retomando este enfoque de Castrillo et al. (2008) para un nuevo periodo que se puede justificar un aporte adicional a la literatura previa.

Así, en la Sección 2 se discute la literatura teórica centrada en los mecanismos de transmisión de la política monetaria así como su sustento empírico. Adicionalmente, se introducen los resultados de algunas investigaciones previas de transmisión de política llevadas a cabo

en América Latina. Seguidamente, en la Sección 3 se discute la metodología VAR a emplear, además de definir el modelo econométrico en base la literatura de mecanismos de transmisión. Posteriormente, en la Sección 4 se incluyen las funciones impulso respuesta estimadas y se discuten los resultados relevantes. Finalmente, en la Sección 5 se exponen las conclusiones del trabajo y una discusión acerca de posibles trabajos futuros en base a nuestros resultados.

## 2. Marco Teórico y Literatura Previa

La visión acerca del rol del dinero en la economía –y así de los efectos de la política monetaria– se ha desarrollado a lo largo de más de dos siglos de estudio. Un primer ejemplo de literatura económica que discute los efectos de cambios en el *stock* de dinero es Hume (1777), quien argumenta que la cantidad de dinero no tiene ninguna incidencia sobre una economía más allá de la determinación de los precios. Esta idea, que se formaliza posteriormente bajo el nombre de la teoría cuantitativa del dinero, plantea que cambios en el *stock* del dinero no afectan variables como el crecimiento de la economía o el nivel de empleo, sino que más bien se ven reflejados completamente sobre cambios en el nivel general de precios (Lucas, 1996). Así, de cumplirse lo anterior se puede decir que el dinero es neutral; es decir, que cambios en la cantidad de dinero no inciden en la determinación de ninguna variable real (Galí, 2015).

Sin embargo, como lo menciona Galí (2015) la idea de la neutralidad de dinero en el corto plazo no se alinea con una variedad de estudios empíricos que empiezan a surgir en la segunda mitad siglo XX. Así, Ramey (2016) realiza la labor<sup>1</sup> de resumir los resultados de investigaciones de política monetaria realizados antes de 1999. Por su parte, cabe resaltar que los resultados de dichos estudios –predominantemente enfocados en Estados Unidos– son consistentes con lo que encuentran trabajos más recientes enfocados en Latinoamérica. Por ejemplo, Pérez (2015) destaca un efecto significativo en el corto plazo de choques de política monetaria sobre el producto y la inflación en Brasil, Chile, Perú, México y Colombia. A su vez, Quintero (2015) refuerza esta conclusión para el mismo conjunto de países. Mientras que en el caso de Costa Rica, Álvarez et al. (2022) encuentran que la política monetaria, tiene un efecto negativo y significativo sobre el PIB y el empleo formal.

En efecto, resulta necesario abandonar ciertos supuestos de los modelos clásicos como la teoría cuantitativa del dinero para explicar estos efectos reales de política. Así, Mies et al. (2004) detallan como bajo costos de ajuste, asimetrías de información o rigideces nominales se pueden concebir dichas relaciones empíricas. Consecuentemente, uno de los modelos más utilizados dentro del análisis de los efectos reales de política es el Neokeynesiano, el cual se construye justamente bajo el supuesto de precios rígidos.

---

<sup>1</sup>Veáse sección 3.1. de Ramey (2016).

Sin adentrarnos aún a la estructura específica de estos modelos, lo importante a resaltar es que todos incluyen ciertos mecanismos de transmisión de política. Así, Taylor (1995) define los mecanismos de transmisión de política como los procesos mediante los cuales la política monetaria incide sobre la inflación y el producto. Cabe resaltar entonces que Muñoz y Tenorio (2008), quienes hacen la labor de construir un modelo semi-estructural que se ajusta a la economía costarricense posterior a la flexibilización cambiaria en el 2006, incorporan explícitamente tres canales de transmisión comúnmente señalados en la literatura: tasas de interés, tipo de cambio y expectativas de inflación.

El primero de estos –el canal de tasas de interés– es probablemente el más relevante dentro de la literatura Keynesiana (Mishkin, 1996). Intuitivamente, dicho canal se fundamenta en la relación que tiene la tasa de política que determina el Banco Central y las tasas de interés de la economía. En el caso de Costa Rica esta relación ha sido bien estudiada en trabajos como Barquero y Cendra (2020) quienes encuentran que cambios en la tasa de política se transmiten a las tasas de interés nominales aunque en forma rezagada e incompleta. Así, dada la existencia de rigideces de precios, estas variaciones en la tasa de interés nominal –generadas por choques de política– afectan directamente la tasa de interés real (Ireland, 2006). Mientras que lo anterior se traduce a un efecto sobre las decisiones de consumo e inversión y así el producto y la inflación por el lado de la demanda agregada (Ireland, 2006).

Así, los modelos Neokeynesianos modelan este efecto mediante las ecuaciones IS dinámica y la Curva de Phillips Neokeynesiana<sup>2</sup>. En su versión más simple presentada en Ireland (2006) estas vienen dadas, respectivamente, por:

$$y_t = \mathbb{E}(y_{t+1}) - \sigma r_t \quad (1)$$

$$\pi_t = \beta \mathbb{E}(\pi_{t+1}) + \gamma y_t \quad (2)$$

donde  $y_t$  es el producto,  $r_t$  la tasa de interés real,  $\pi_t$  la inflación,  $\mathbb{E}(\cdot)$  el operador de esperanza, y  $\sigma, \beta, \gamma$  parámetros positivos. Así, por la Curva IS (1) vemos que cambios en la tasa de política mediante su efecto sobre la tasa real afectan al producto directamente. Mientras que este cambio en el producto consecuentemente incide sobre la inflación observada de acuerdo a la Curva de Phillips (2). A su vez, cabe resaltar que abunda la evidencia empírica que apoya la existencia de este canal. Así, Castrillo et al. (2008) concluyen que es el canal de transmisión de mayor relevancia en Costa Rica para su periodo de estudio de 1991-2007. Similarmente, Quintero (2015) destaca la importancia del canal en otros países latinoamericanos que se rigen bajo el régimen de objetivos de inflación.

Prosiguiendo, el segundo canal de transmisión considerado es el del tipo de cambio; uno

---

<sup>2</sup>Para ver una derivación de estas ecuaciones véase el Capítulo 3 o 8 de Galí (2015)

muy relevante en países con flexibilidad cambiaria y libre movilidad de capitales como Costa Rica. Este se fundamenta en la relación entre la tasa de interés interna, externa y el tipo de cambio real que describen la condición de paridad descubierta de tasas de interés. Así, bajo la especificación de Muñoz y Tenorio (2008) esta viene dada por:

$$r_t = r_t^* + \mathbb{E}(\Delta e_{t+1}) + \rho_t \quad (3)$$

donde  $r_t$  es la tasa real interna,  $r_t^*$  la tasa real externa,  $\mathbb{E}(\Delta e_{t+1})$  la variación esperada en el tipo de cambio real, y  $\rho_t$  una prima por riesgo. Importantemente, cabe resaltar que se toman  $r_t^*$  y  $\rho_t$  como variables exógenas que no dependen de la acción del Banco Central. Así, vemos que las variaciones en la tasa de interés real generadas por choques de política se verán reflejadas en un cambio en  $\mathbb{E}(\Delta e_{t+1})$ ; es decir, apreciaciones o depreciaciones reales. Consecuentemente, Mies et al. (2004) describen el efecto de esta variación en el tipo de cambio real como un cambio en los precios relativos entre países; lo cual incide directamente sobre las exportaciones e importaciones –y por ende el producto– así como el componente importado de la inflación.

La evidencia a favor de la relevancia de este canal es algo más mixta que la anterior. Así, Quintero (2015) detalla la importancia de este en la transmisión de política tanto en Chile como en México. Sin embargo, Castrillo et al. (2008) argumentan que no fue un canal relevante para Costa Rica durante su periodo de estudio, algo que atribuyen al régimen cambiario de paridad reptante vigente durante la mayoría del periodo. A su vez, problemáticamente, autores como Schmitt-Grohé et al. (2021) destacan que la condición de paridad descubierta de tasas de interés descrita por (3) parece no ser una regularidad empírica, aún bajo la libre movilidad de capitales.

En conjunto con lo anterior, el tercer canal de transmisión considerado es el de expectativas de inflación. La importancia de dicho mecanismo se destaca en Bernanke et al. (2001) quienes argumentan que las expectativas de inflación de los agentes son determinantes en los procesos de negociación de salarios y fijación de precios y así sobre la inflación observada. Consecuentemente, se plantea que este canal trabaja por el efecto que tienen los anuncios y acciones de política del Banco Central –como un incremento o disminución de la tasa de política– sobre estas expectativas. Por lo tanto, Mies et al. (2004) mencionan que la efectividad de dicho canal depende directamente de la credibilidad del Banco Central.

A su vez, el funcionamiento de este mecanismo queda explícito en los modelos Neokeynesianos mediante la relación descrita por la Curva de Phillips (2), donde claramente la inflación observada depende positivamente de las expectativas de inflación dado un  $\beta > 0$ . Por su parte, investigaciones previas como Castrillo et al. (2008) destacan la relevancia del

mecanismo en Costa Rica, aún cuando su periodo de estudio comprende la época en la cual la política monetaria se encontraba subordinada a los objetivos del régimen cambiario.

Adicionalmente, se puede considerar un mecanismo que no se incluye explícitamente en modelos como el de Muñoz y Tenorio (2008), o bien en la mayoría de modelos Neokeynesianos construidos bajo el enfoque de rigideces de precios: el canal de crédito. Este mecanismo es expuesto en trabajos como Bernanke y Gertler (1995) y es considerado como un complemento o una alternativa al canal de tasas de interés. A su vez, a diferencia de los canales anteriores, este no requiere del supuesto de la rigidez de precios sino que se construye bajo la noción de imperfecciones en el mercado financiero. Así, en la literatura se subdivide este mecanismo por dos efectos: el de hoja de balance y el de préstamos bancarios (Bernanke & Gertler, 1995). Aunque bien, ambas vías se fundamentan en la idea de que bajo asimetría de información las empresas pagan una prima<sup>3</sup> por financiarse con recursos externos relativo a recursos internos, la cual al mismo tiempo se ve afectada por choques de política monetaria (Bernanke & Gertler, 1995).

Así, el canal de hoja de balance parte del hecho de que choques de política pueden afectar el valor de mercado de una compañía. En particular, se plantea que variaciones en la tasa de interés nominal generadas por choques de política afectan tanto el costo de servicio de pasivos como el valor de activos de la empresa (Ireland, 2006). En efecto, Bernanke y Gertler (1995) concluyen en modo de ejemplo que una política contractiva –un incremento en las tasas de interés– sirve para debilitar la hoja de balance. A su vez, esta variación en el valor de la compañía se ve reflejada en un cambio en la prima que debe pagar por financiamiento (Bernanke & Gertler, 1995). Es decir, intuitivamente una compañía en una peor situación financiera puede ser vista como más riesgosa, y así se le cobrará una mayor prima por financiamiento. Así, considerando esta variación en primas que generan los choques de política, Bernanke y Gertler (1995) concluyen que se tendrá un efecto sobre los proyectos de inversión rentables para llevarse a cabo. Mientras que es este efecto en el gasto el que incide sobre el producto y la inflación bajo un razonamiento análogo al expuesto previamente en el canal de tasas de interés.

A su vez, el canal de préstamos bancarios sigue un razonamiento similar. En particular, Bernanke y Gertler (1995) lo desarrollan partiendo del modelo IS-LM concretado en Bernanke y Blinder (1988). Así, la idea fundamental sobre la cual se construye el mecanismo es que la política de un Banco Central afecta la disponibilidad de reservas de un banco comercial tal que puede verse afectada su capacidad de otorgar préstamos (Bernanke & Blinder, 1988). Esto lo podemos ver fácilmente mediante el funcionamiento del Mercado Integrado

---

<sup>3</sup>Bernanke y Gertler (1995), y la literatura en general, se refieren a esta prima como el ‘*external finance premium*’

de Líquidez (MIL) en Costa Rica, en donde la tasa de política actúa como una tasa de referencia para transar reservas a corto plazo dentro de este mercado. En efecto, una política contractiva puede incrementar el costo de adquirir reservas necesarias para el respaldo de préstamos y así desplazar la oferta de fondos prestables. Por ejemplo, una contracción del crédito ocasionada por políticas contractivas llega a excluir a ciertos individuos del acceso al crédito bancario, lo cuál se puede interpretar como un incremento en su prima en tanto les genera un costo buscar nuevas fuentes de financiamiento (Bernanke & Gertler, 1995). A su vez, el efecto de lo anterior sobre el producto y la inflación de nuevo se da por la avenida del gasto ya descrita.

Por su parte, en cuanto la importancia de este canal, este es inicialmente descartado como un mecanismo de transmisión relevante en el país en el trabajo de Castrillo et al. (2008). Sin embargo, esfuerzos más recientes como Barquero y Loaiza (2021) logran identificar un efecto relevante de la política monetaria sobre el producto por el canal de préstamos bancarios.

Vemos entonces que la literatura relacionada a los efectos de la política de la política monetaria sobre la inflación y el producto es abundante. Mientras que se destacan cuatro canales de particular relevancia: tasas de interés, tipo de cambio, expectativas de inflación, y préstamos bancarios. Así, en la próxima sección se define el modelo VAR a emplear contemplando todos estos canales, además de las variables de interés –la inflación y el producto– y la tasa de política monetaria propiamente.

### 3. Metodología

Antes de poder adentrarnos en el modelo a estimar, es relevante discutir un poco acerca del método econométrico a emplear: la metodología de Vectores Autorregresivos de Sims (1980). Así, empezamos planteando un modelo VAR estructural en que consideramos un vector de variables endógenas  $Y_t$  y sus rezagos, así como un vector de variables exógenas  $X_t$  que sirven como control. En particular, definimos:

$$A_0 Y_t = \beta + \sum_{j=1}^T B_j Y_{t-j} + C X_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

donde  $A_0$  es la matriz de coeficientes asociada a las variables endógenas contemporáneas,  $\beta$  un vector de constantes,  $B_j$  la matriz de coeficientes asociada a las variables endógenas con  $j \in \{1, \dots, T\}$  rezagos, y  $C$  el vector de coeficientes asociado a las variables exógenas. A su vez, la matriz de covarianza de los errores del modelo (4) corresponde a  $\Sigma$ , la cual es simétrica y semidefinida positiva (Romero, 2022).

Cabe resaltar que la estimación directa de (4) no es posible a causa de la simultaneidad

de variables endógenas en las ecuaciones. Así, la manera de estimar el modelo consiste en la estimación de su forma reducida, y la recuperación de funciones impulso respuesta mediante un supuesto de identificación de recursividad. En particular, suponemos que  $A_0$  es triangular inferior y por lo tanto tiene una inversa  $A_0^{-1}$  también triangular inferior (Romero, 2022). En efecto, para llegar al modelo reducido se puede premultiplicar esta última a ambos lados de (4) para obtener la siguiente representación:

$$Y_t = v + \sum_{j=1}^T \Pi_j Y_{t-j} + \Gamma X_t + e_t \quad (5)$$

donde definimos  $v \equiv A_0^{-1}\beta$ ,  $\Pi_j \equiv A_0^{-1}B_j$ ,  $\Gamma \equiv A_0^{-1}C$  y  $e_t \equiv A_0^{-1}\varepsilon_t$ . Mientras que la matriz de covarianza de los errores del modelo (5) se define como  $\Omega \equiv A_0^{-1}\Sigma A_0'^{-1}$  y la especificación de los rezagos se hace por métodos econométricos, en particular por los criterios de información de AIC, BIC, HQIC, y FPE respectivamente (Romero, 2022).

A su vez, a la representación (5) comúnmente se le refiere en la literatura como un VAR( $T, 0$ ), en donde se están aplicando  $T$  rezagos a las variables endógenas y 0 a las exógenas (Ocampo & Rodríguez, 2012). Cabe resaltar entonces que estos modelos, a diferencia de (4), no presentan un sesgo de simultaneidad, por lo que son directamente estimables mediante mínimos cuadrados ordinarios ecuación por ecuación.<sup>4</sup>

Por su parte, una vez estimado el modelo (5) lo que nos interesa es recuperar el efecto de un *shock* estructural de alguna variable sobre las demás variables en los períodos  $t$ ,  $t+1, \dots$ . Para esto partimos del hecho de que los errores del modelo reducido (5) son combinaciones lineales de los errores estructurales  $e_t \equiv A_0^{-1}\varepsilon_t$ . Asimismo, el supuesto de  $A_0$  como triangular inferior permite aplicar a la matriz de covarianza del modelo (5) la descomposición de Cholesky

$$\Omega = A_0^{-1}\Sigma A_0'^{-1} = \underbrace{[A_0^{-1}\Sigma^{1/2}]}_P \underbrace{[A_0^{-1}\Sigma^{1/2}]'}_{P'} = PP' \quad (6)$$

donde la  $k$ -ésima columna de la matriz  $P$  identifica la respuesta del modelo estructural a un shock de una desviación estándar a la  $k$ -ésima variable endógena (Romero, 2022). Los supuestos de recursividad aplicados al modelo (4) aseguran la identificación de este, es decir, la capacidad de recuperar los parámetros estructurales a partir de los parámetros reducidos, obtenidos mediante la estimación de (5). Este proceso facilita la obtención de las funciones impulso respuesta, nuestra principal herramienta para el análisis de los shocks del modelo.

En cuanto nuestro modelo concreto, como se discutió en el marco teórico la literatura

---

<sup>4</sup>Esto siempre y cuando se incluyan los mismos regresores en todas las ecuaciones, como en este caso.

generalmente señala varios mecanismos de transmisión de la política monetaria: tasas de interés, expectativas de inflación, tipo de cambio y crédito<sup>5</sup>. Usualmente, los trabajos que buscan estimar la transmisión de la política monetaria bajo la metodología VAR incluyen como variables endógenas el instrumento de política, los canales de transmisión, y las variables sobre las cuales se quiere estudiar el efecto del instrumento de política. Dicha metodología la vemos empleada en Can et al. (2020) para estudiar la transmisión monetaria en Turquía, en Quintero (2015) quien estudia países Latinoamericanos, y en Castrillo et al. (2008) quienes estudian el caso de Costa Rica.

Con base en lo descrito, definimos el vector de variables endógenas de la siguiente manera

$$Y'_t = [lnimae_t \ lnipc_t \ epi_t \ i_t \ lncred_t \ lnE_t \ R_t] \quad (7)$$

donde  $lnimae_t$  es el logaritmo del índice mensual de actividad económica desestacionalizado<sup>6</sup>,  $lnipc_t$  es el logaritmo del índice de precios al consumidor,  $epi_t$  son las expectativas de mercado de inflación interanual a 12 meses en porcentaje estimadas siguiendo la metodología de Segura (2019),  $i_t$  es la tasa de interés activa promedio del sistema financiero en porcentaje,  $lncred_t$  es el logaritmo del crédito del sistema bancario al sector privado no financiero,  $lnE_t$  es el logaritmo del tipo de cambio nominal promedio de colones por un dólar estadounidense en el Mercado de Monedas Extranjeras (MONEX) y  $R_t$  es la tasa de política monetaria en porcentaje. Todos los datos se obtienen del Banco Central de Costa Rica (BCCR), excepto por la tasa de interés activa promedio del sistema financiero,  $i_t$ , obtenida de la Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano (SECMCA).

Como se discutió previamente, nuestro supuesto de identificación es una forma estructural recursiva con un ordenamiento de Cholesky que sigue el mismo orden que el vector  $Y'_t$ . Es decir, suponemos que en la forma estructural (4)  $lnimae_t$  no depende contemporáneamente de ninguna otra variable endógena; mientras que la tasa de política monetaria,  $R_t$ , puede depender contemporáneamente de todas las demás variables endógenas; esto bajo el razonamiento que el Banco Central puede observar las condiciones actuales de la economía al momento de tomar su decisión de política. Sin embargo, cabe resaltar que trabajos previos como Castrillo et al. (2008) han supuesto que la tasa de política monetaria no depende contemporáneamente de variables como el producto o el nivel de precios. Cabe resaltar la importancia de lo anterior, puesto que puede ser una limitación para la investigación: el orde-

---

<sup>5</sup>Adicionalmente, algunos estudios consideran el precio de los activos como un canal de transmisión relevante. Sin embargo, este es omitido siguiendo lo postulado en Castrillo et al. (2008) acerca de la no relevancia a raíz de que el mercado de valores en Costa Rica no es lo suficientemente profundo y desarrollado.

<sup>6</sup>Solo en el caso de esta variable se identifica un claro patrón estacional (Anexo 2) por lo que se utiliza la serie desestacionalizada.

namiento de Cholesky que seleccionamos asume que  $R_t$  no tendrá un efecto contemporáneo sobre las demás variables, lo cual tiene implícito una creencia acerca del funcionamiento de la economía. Esto se puede justificar en tanto la política monetaria suele actuar con rezagos, como lo estudian Barquero y Cendra (2020) en el caso de las tasas de interés. Sin embargo, un ordenamiento de Cholesky inapropiado puede significar que el modelo no está reflejando correctamente las condiciones de la economía, lo cual es algo que se debería tener en cuenta.

Por su parte, nuestro vector de variables exógenas,  $X_t$ , contiene únicamente al número de competidores efectivo del mercado de crédito,  $ncomp$ , calculado como el inverso del índice de Herfindahl-Hirschman del mercado de préstamos crediticios. Para su elaboración, utilizamos los Balances de Situación que reportan las entidades crediticias a la Superintendencia General de Entidades Financieras ([SUGEF](#)) en forma mensual. En particular, para definir el mercado se considera el monto de la cartera de crédito vigente y vencida de los bancos y cooperativas regulados por la entidad financiera, siguiendo a Cantillo et al. (2022). Con lo anterior, se calcula una participación de mercado de cada entidad ( $s_{jt}$ ) considerando la proporción que representa la cartera de la entidad  $j = 1, \dots, J$  en el momento  $t$  del crédito total que proveen las entidades consideradas. A partir de lo anterior, definimos  $ncomp_t$  tal que

$$ncomp_t = \frac{1}{HHI_t} \text{ donde } HHI_t = \sum_{j=1}^J s_{j,t}^2 \quad (8)$$

A su vez, la inclusión de  $ncomp_t$  dentro de nuestro modelo se puede justificar mediante la literatura puesto que Barquero y Cendra (2020) encuentran que el nivel de concentración del mercado de crédito puede afectar la transmisión de política monetaria. Así, se considera óptimo para ajustar el modelo a las condiciones reales de la economía costarricense controlar por esta. A su vez, cabe resaltar que esta medida no es un factor considerado por la literatura previa; por ejemplo, se destaca la omisión de la medida de concentración en el trabajo de Castrillo et al. (2008), pues este precede el análisis de Barquero y Cendra (2020).

Una vez definido, la estimación del modelo se llevó a cabo con datos mensuales, por la ventaja de contar con mayores grados de libertad y para analizar con mayor eficiencia la transmisión monetaria en el corto plazo, como destacan Castrillo et al. (2008). A su vez, cabe resaltar que la mayoría de variables se reportan en la fuente con una frecuencia mensual a excepción de  $\ln E_t$  y  $R_t$  que ambas se reportan con una frecuencia diaria. Por lo tanto, para transformarlas en variables de frecuencia mensual se toma la última observación del mes en el caso de  $R_t$  y se toma un promedio mensual de  $\ln E_t$  para aquellos días en el que se transó en MONEX.<sup>7</sup> Esto lleva a que en total, se cuente con 138 observaciones por variable en el

---

<sup>7</sup>Cabe resaltar que no se efectúan transacciones en MONEX los fines de semana, días en los cuales la base de datos reporta un tipo de cambio promedio de cero. Para calcular el promedio primero se excluyen estos

periodo 2011-07 a 2022-12. Los Anexos 6.1 y 6.2 resumen las fuentes y el comportamiento de las series en el periodo de estudio, respectivamente.

Ahora bien, es relevante plantear el comportamiento esperado de las variables. Así, en base a estudios recientes como Pérez (2015) y Quintero (2015), los cuales están enfocados en países latinoamericanos que operan bajo un régimen de objetivos de inflación, planteamos dos hipótesis. La primera es que la tasa de política monetaria tiene un efecto significativo y en dirección opuesta sobre el nivel de actividad económica; esto es, un incremento en la tasa de política monetaria va a servir para reducir la actividad observada. A su vez, siguiendo a Pérez (2015) se puede decir que este efecto se podría esperar entre los 12 y 15 meses luego del choque. La segunda hipótesis se centra en que la tasa de política monetaria tiene significativo en dirección contraria sobre el nivel de precios; en otras palabras, un incremento va a contribuir a reducir el índice de precios y desacelerar la inflación. Por su parte, de acuerdo con Pérez (2015) este efecto es esperable en un plazo más corto que aquel sobre la actividad; es decir, esperaríamos ver que la tasa de política empieza a actuar sobre el nivel observado de precios en un plazo menor a un año.

Por último, cabe destacar que previo a la estimación se llevó a cabo un análisis de la estacionariedad de las series. Reconociendo que a lo largo del periodo se pueden haber experimentado cambios estructurales, principalmente a raíz de la pandemia, se sigue el procedimiento recomendado por Castrillo y Rodríguez (2009). Esto es, primero se aplica la prueba Aumentada de Dickey-Fuller (ADF) y si se rechaza la hipótesis nula entonces se concluye la estacionariedad de la serie y el procedimiento acaba; mientras que para aquellas series en las que no se rechaza la hipótesis nula se aplica la prueba de Zivot y Andrews para analizar su estacionariedad, permitiendo un quiebre estructural. Los resultados de todas las pruebas econométricas se encuentran en el Anexo 6.3.

Se resalta que la prueba ADF rechaza la hipótesis nula y encuentra que las expectativas de inflación, el logaritmo del tipo de cambio nominal y la tasa de política monetaria son  $I(0)$  a un 5 % de significancia (Cuadro 4). Se procede entonces a aplicar la prueba de Zivot y Andrews para aquellas series para las cuales no se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria y se concluye que el logaritmo del índice mensual de actividad económica es  $I(0)$  con un quiebre estructural luego de febrero del 2020, lo cual parece perfectamente sensible pues coincide con el inicio de la pandemia (Cuadro 5). Se analiza entonces la estacionariedad de las series que no son  $I(0)$  en primera diferencia y en todos los casos se rechaza la hipótesis nula con ADF, por lo que se concluye que son estacionarias en diferencia y en efecto  $I(1)$ . Por lo tanto, encontramos que las variables  $\lnimae_t$ ,  $epi_t$ ,  $\lnE_t$  y  $R_t$  son  $I(0)$  mientras que las demás son  $I(1)$ .

---

días en los que no se efectuaron transacciones y luego se toma el promedio de las observaciones restantes.

Así, al trabajar con variables  $I(1)$  pueden surgir algunos problemas con la estimación del VAR. En particular, como lo mencionan Mahadeva y Robinson (2009) esto puede llevar a encontrar relaciones espurias entre variables que no tienen ninguna relación. Sin embargo, Fanchon y Wendel (1992) encuentran que la estimación de VAR en niveles con series no estacionarias es admisible cuando las variables no estacionarias están cointegradas. Similarmente, la literatura previa como Castrillo et al. (2008), Quintero (2015) y Can et al. (2020) defienden la estimación de modelos de transmisión de política monetaria en niveles cuando las series  $I(1)$  con las que trabajan están cointegradas, siendo este el enfoque que utilizan todos los trabajos.<sup>8</sup>

En efecto, para analizar la viabilidad de la estimación de nuestro modelo (5) con una mezcla de series  $I(0)$  e  $I(1)$  en niveles es primero relevante analizar si las series  $I(1)$  están cointegradas. Para esto llevamos a cabo pruebas de cointegración de Johansen siguiendo a Can et al. (2020). Se encuentra así que existe un único vector de cointegración tanto por la prueba del máximo eigenvalor como la de la traza (Cuadro 6). En efecto, se puede concluir la cointegración de las series  $I(1)$  y se puede proceder con la estimación del VAR en niveles. Así, en la próxima sección se procede con la estimación del modelo y se presentan resultados que ponen a prueba las hipótesis anteriormente destacadas.

## 4. Resultados

Cuadro 1: Criterios de Selección de Rezagos.

Rezagos	AIC	BIC	FPE	HQIC
<b>0</b>	-65.14	-64.82	5.151e-29	-65.01
<b>1</b>	-81.18	<b>-79.78*</b>	5.530e-36	-80.61
<b>2</b>	-81.71	-79.21	3.303e-36	<b>-80.69*</b>
<b>3</b>	-81.83	-78.24	2.970e-36	-80.37
<b>4</b>	-81.89*	-77.21	2.915e-36*	-79.98
<b>5</b>	-81.69	-75.92	3.741e-36	-79.35
<b>6</b>	-81.39	-74.53	5.504e-36	-78.60
<b>7</b>	-81.28	-73.33	6.930e-36	-78.05
<b>8</b>	-81.19	-72.14	9.028e-36	-77.51
<b>9</b>	-81.46	-71.32	8.703e-36	-77.34
<b>10</b>	-81.72	-70.49	9.142e-36	-77.15

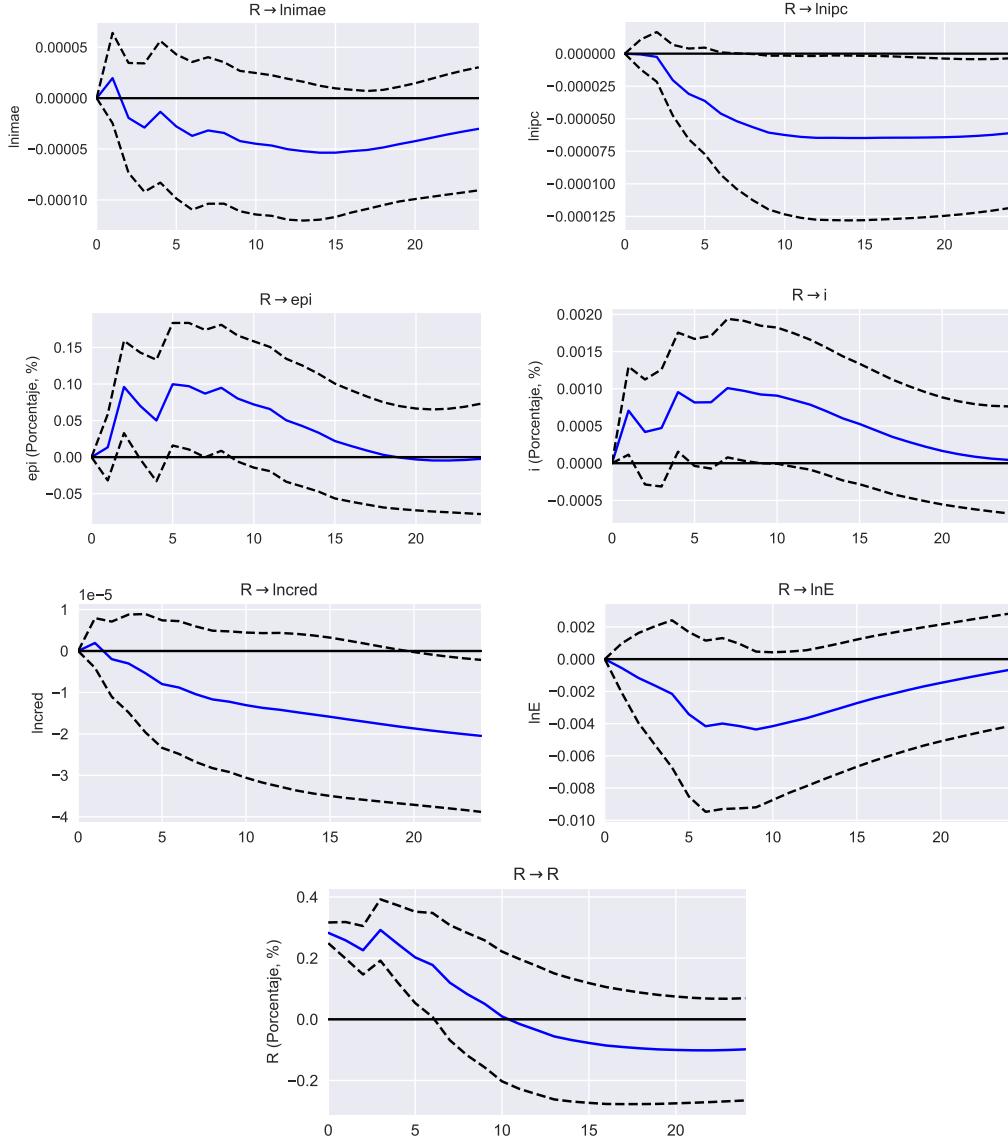
Para determinar la especificación de rezagos del modelo VAR se estiman los criterios de información AIC, BIC, FPE, y HQIC considerando desde uno hasta diez rezagos (Cuadro 1). La conclusión del criterio BIC es la utilización de un rezago. Sin embargo, al estimar este

---

<sup>8</sup>Castrillo et al. (2008) aclaran que esto siempre y cuando el objetivo del trabajo sea la estimación de funciones impulso respuesta, como en nuestro caso, y no cuando se busquen hacer modelos de pronóstico económico (p.10).

modelo se encuentra que los residuos de las ecuaciones tienen correlación serial. Por ende, se sigue más bien la recomendación de los criterios AIC y FPE de estimar el modelo con cuatro rezagos. A su vez, cabe resaltar que la selección de cuatro meses de rezagos se aproxima a lo que se utilizan en trabajos previos de transmisión de política monetaria como Quintero (2015) quien utiliza dos rezagos con datos mensuales, y Can et al. (2020) quienes emplean dos rezagos con datos trimestrales.

Figura 1: Respuesta ante un choque de una desviación estándar en  $R$  ( $\approx 0.2906$ )



Fuente: Estimación propia con el modelo  $VAR(4)$ . Intervalos de confianza al 95 %.

Seguidamente, procedemos a recuperar las respuestas del modelo (5). En primer lugar, analizamos el comportamiento de la economía ante un choque de una desviación estándar

en la tasa de política monetaria, como se aprecia en la Figura 1. Es relevante destacar que únicamente las respuestas del nivel de precios, expectativas de inflación, tasa de interés activa y crédito son significativas considerando intervalos de confianza del 95 % en al menos un periodo, esto en un horizonte de 24 meses a partir del choque inicial.

Así en cuanto a la actividad económica, a pesar de ser no presentar un choque significativo, la dirección del comportamiento es la esperada; esto es, la actividad económica disminuye rápidamente a partir del segundo mes. Este resultado es consistente con lo encontrado por Quintero (2015) en Brasil, Chile, Colombia, México y Perú; aún así, el autor obtiene respuestas significativas para los cinco países, en al menos un periodo, situación que no encontramos para el caso costarricense a un 5 % de significancia. Cabe resaltar también que nuestros resultados difieren de otros estudios realizados en Costa Rica, aunque con distintas metodologías, como Álvarez et al. (2022) quienes sí han encontrado un efecto significativo sobre el producto. Por lo tanto, es posible que factores como el cambio estructural que experimentó el índice mensual de actividad económica a lo largo del periodo lleven a que la transmisión no haya sido homogénea a lo largo del tiempo, lo cual puede estar afectando los resultados. Sin embargo, cabe resaltar que si se reduce el intervalo de confianza de las impulsos respuesta al 90 %, el efecto contractivo es significativo alrededor de los catorce meses (Figura 5). Otro aspecto a destacar es que parece darse un ligero aumento no significativo en la actividad económica en el primer mes posterior al choque, resultado que Quintero (2015) observa, aunque en términos significativos, para Colombia.

Por lo tanto, parece haber poca evidencia respaldar nuestra primera hipótesis. Al no encontrar un efecto significativo al 5 % no se puede confirmar que exista una relación pertinente entre la tasa de política monetaria y la actividad económica; a diferencia de otros estudios como Álvarez et al. (2022). Esto se alinearía entonces a una visión de la neutralidad del dinero como aquella que describe Lucas (1996). Sin embargo, sí resulta relevante mencionar que la relación se da en la dirección esperada y que relajando el nivel de significancia al 10 % se observa un efecto significativo alrededor de los catorce meses, lo cual se alinea con aquello que observa Pérez (2015) en otros países latinoamericanos.

A su vez, la respuesta en sentido contrario del nivel de precios es destacable, al ser la tasa de política monetaria la principal herramienta del Banco Central para controlar la inflación. Así, Muñoz y Tenorio (2008) encuentran una respuesta similar a la nuestra. En contraste, Castrillo et al. (2008) no encuentran una respuesta significativa del nivel de precios ante un choque de política monetaria, al utilizar un modelo VAR mensual similar al nuestro<sup>9</sup> en los períodos 1999-2007 y 01/1999-10/2006. Por lo tanto, contrastando nuestros resultados con los de Castrillo et al. (2008) concluiríamos que la modernización de la política monetaria ha sido

---

<sup>9</sup>El modelo comparable que exponen Castrillo et al. (2008) es su modelo (5).

eficiente en su objetivo de controlar la inflación y habría evidencia para confirmar nuestra segunda hipótesis. A su vez, bajo esta perspectiva, se resalta la importancia de mantener un enfoque prospectivo de política, ya que el efecto se presenta ocho meses a partir del choque inicial.

En lo que corresponde a expectativas, la Figura 1 muestra que el mercado anticipa episodios de inflación cuando el Banco Central aumenta la Tasa de Política Monetaria. Específicamente, las expectativas de inflación a doce meses incrementan en forma significativa en los meses subsiguientes al anuncio del Banco Central de un incremento en la tasa de política. Este efecto contradice lo esperado, puesto que más bien el canal de transmisión de expectativas plantea que los anuncios de política creíbles del Banco Central ayudarán a guiar hacia abajo las expectativas de los individuos. Sin embargo, una posible explicación para este efecto podría fundamentarse en la asimetría de información. En particular, los individuos pueden estar tomando los anuncios de incrementos en la tasa de política monetaria como una señal de que el Banco Central espera una elevada inflación, lo cual los lleva a ajustar hacia el alza sus expectativas. A su vez, se puede observar en la Figura 1 que este incremento en las expectativas de inflación deja de ser significativo alrededor de los ocho meses, lo que coincide con el momento en que la Tasa de Política Monetaria tiene un efecto significativo sobre el nivel de precios. Por ende, puede ser el caso que una vez que los individuos observan que la tasa de política está efectivamente reduciendo el nivel generalizado de precios, se mitiga el efecto inicial sobre las expectativas que tiene el anuncio de política.

Por su parte, se podría pensar que este efecto contrario sobre las expectativas de inflación serviría para reducir la efectividad de la transmisión de la política monetaria. Sin embargo, como se resalta en la Figura 3 (Anexo 6.4) no se observa que las expectativas de inflación tengan un efecto significativo sobre el nivel de precios observado, tal que no servirían para mitigar el efecto intencionado de política. Esto difiere de lo que encuentran Castrillo et al. (2008) quienes resaltan que las expectativas son un mecanismo de transmisión relevante a considerar en el país. Sin embargo, cabe destacar que las expectativas que definen en este trabajo previo son aquellas medidas bajo la metodología de encuesta del Banco Central. Por otra parte, en la presente investigación se contemplan las expectativas medidas bajo la metodología de mercado que expone Segura (2019). Así, podría ser relevante analizar si los resultados obtenidos en este trabajo son invariantes si se cambia la medición de las expectativas de inflación a una especificación similar a la de Castrillo et al. (2008), lo que indicaría que la diferencia observada con trabajos previos se debe al nuevo periodo de estudio considerado y no a la selección específica de un método para medir las expectativas.

Asimismo, cabe destacar que el efecto de la tasa de política monetaria sobre las tasas de interés activas de la economía es el esperado. Así, vemos que el incremento en la tasa de

política genera un incremento significativo en las tasas activas de la economía, efecto que ya ha sido documentado en Barquero y Cendra (2020). Esto tiene sentido puesto que la Tasa de Política Monetaria es el instrumento que utiliza el Banco Central para incidir sobre el costo de la liquidez para las instituciones financieras en el Mercado Integrado de Liquidez (Banco Central de Costa Rica, 2020). Así, un incremento en la tasa se ve reflejado en un incremento en el costo de la liquidez en el mercado lo cual, bajo un adecuado funcionamiento, se ve transmitido hacia las demás tasas de interés de la economía. Por último, un aspecto a resaltar es que la significancia del traspaso varía de mes a mes; por ejemplo, vemos que el efecto es significativo al primer y cuarto mes pero no en el segundo y tercero.

Cabe destacar a su vez que observamos una disminución en el crédito al sector privado, partiendo de una política monetaria contractiva. Esta respuesta es la más tardía en la investigación, puesto que se da en forma significativa a partir del mes veinte posterior al choque inicial en la Tasa de Política Monetaria. Para los bancos, el encarecimiento de obtener fondos prestables provoca una escasez relativa en contraste con la situación inicial, por lo que deben cobrar más por los préstamos que ofrecen. Esta situación afecta directamente al público, quien, al percibir un mayor costo por los fondos, disminuye su demanda por estos. La importancia del canal de crédito se destaca en Barquero y Loaiza (2021), quienes encuentran que los choques contractivos sobre la TPM tienen impacto sobre la actividad económica únicamente cuando este canal está activo.

Sobre el tipo de cambio nominal, la respuesta esperada es una apreciación ante un choque contractivo de política monetaria. Aún así, en la literatura se señala que en ciertas instancias los modelos recursivos encuentran un *exchange rate puzzle*; esto es, una depreciación nominal posterior a un choque contractivo de política (Roubini & Grilli, 1995). Para el caso costarricense, Castrillo et al. (2008) no encuentran una respuesta significativa del tipo de cambio ante un choque en la TPM, mismo resultado que presenta nuestro modelo. A pesar de esto, ante un nivel de significancia más laxo del 10 %, el colón se aprecia a partir del octavo mes, efecto que persiste por cuatro meses y confirma la no existencia de un *exchange rate puzzle* en nuestro modelo (Anexo 6.5).

A su vez, como se observa en la Figura 4 (Anexo 6.4), se encuentra evidencia que apoya la relevancia del tipo de cambio nominal como un canal de transmisión en el país. Esto difiere de los resultados de Castrillo et al. (2008) quienes no encuentran evidencia. Sin embargo, esta diferencia es esperable puesto que el estudio anterior analiza el periodo durante el cual se operaba bajo un régimen cambiario fijo de paridad reptante, mientras que esta investigación analiza un periodo de mayor flexibilidad cambiaria. Así, en nuestro caso encontramos que un incremento en el tipo de cambio –es decir, una depreciación de la moneda– lleva a tanto un incremento en la actividad económica como del nivel de precios. El segundo efecto se

alinea bastante bien con aquello que predice la teoría, siendo esto un ejemplar del *exchange rate pass-through*. Así, esencialmente una depreciación significa un incremento en los precios relativos de bienes transables respecto a los no transables, lo cual puede llevar a un incremento en el componente importado de la inflación (Fondo Monetario Internacional, 2016). Por su parte, el incremento en la actividad económica a raíz de la depreciación puede deberse a varios factores. Entre ellos, la depreciación puede significar una mayor competitividad del sector exportador, algo que encuentran estudios empíricos centrados en Latinoamérica como Lanau (2017)<sup>10</sup>. Adicionalmente, en el caso de Costa Rica podría ser relevante analizar el efecto que tiene una depreciación cambiaria sobre la inversión extranjera directa, algo que también podría estar explicando el efecto observado.

Por último, cabe desatacar que una vez estimado el modelo *VAR*(4) se corren algunas pruebas para evaluar los residuos siguiendo a Castrillo et al. (2008). En primera instancia, se hace una prueba Jarque-Bera de normalidad de los residuos tanto ecuación por ecuación como en distribución conjunta como se puede apreciar en el Cuadro 7. Se resalta que se rechaza que los residuos tengan una distribución normal en todos los casos salvo por la ecuación del  $\ln ipc_t$  para los cuales no se rechaza la hipótesis nula de normalidad a ningún nivel de significancia. Lo anterior es consistente con el hecho de que la prueba de normalidad conjunta también rechaza la hipótesis de normalidad de los residuos.

Por su parte, esto parece ser un problema que también resaltan algunos estudios previos. Por ejemplo, Castrillo et al. (2008) no logran verificar la normalidad de los residuos de su modelo VAR mensual que tiene una especificación similar al nuestro<sup>11</sup>. A su vez, como lo menciona Schmidt y Finan (2018) los problemas que surgen a raíz de residuos no-normales se van reduciendo conforme la muestra se hace grande. De aquí puede surgir la utilidad de utilizar datos de frecuencia mensual en nuestro modelo, puesto que permite obtener una muestra de 138 observaciones por variable para el periodo y así resulta menos preocupante la no normalidad encontrada.

Adicionalmente, se evalúa la existencia de autocorrelación en los residuos corriendo pruebas de Ljung-Box ecuación por ecuación y una prueba conjunta de Portmanteau<sup>12</sup>. En el caso de las pruebas de Ljung-Box en ningún caso se rechaza la hipótesis de cero autocorrelación de los residuos de cada ecuación a ningún nivel de significancia (Cuadro 8). Por su parte, la prueba de Portmanteau no rechaza la hipótesis nula de cero correlación serial a un 5 % de significancia considerando hasta el duodécimo rezago (Cuadro 2). Sin embargo, resulta relevante mencionar que sí la rechazaría a un 10 % de significancia. Ante esto podría

<sup>10</sup>Cabe resaltar que este estudio analiza el efecto de una depreciación real, mientras que en este trabajo observamos aquel de una depreciación nominal.

<sup>11</sup>Vease pie de página 17 en Castrillo et al. (2008) referente al modelo (5).

<sup>12</sup>Lütkepohl (2005) describe este test como un caso multivariado del test de Ljung-Box.

Cuadro 2: Prueba de Portmanteau de autocorrelación de los residuos

Especificación	Estadístico	Grados de Libertad	P-value
VAR(1)	666.0***	539	0.000
VAR(2)	607.6***	490	0.000
VAR(3)	497.1**	441	0.033
VAR(4)	435.3*	392	0.065
VAR(5)	412.2***	343	0.006
VAR(6)	393.6***	294	0.000
VAR(7)	392.2***	245	0.000
VAR(8)	360.0***	196	0.000
VAR(9)	410.7***	147	0.000
VAR(10)	433.9***	98	0.000

Notas:  $H_0$  : la autocorrelación de los residuos hasta el rezago 12 es de cero. Los niveles de significancia \*, \*\*, \*\*\* indican rechazar  $H_0$  a un 10 %, 5 % y 1 % respectivamente.

ser relevante analizar otras especificaciones de rezagos del modelo (5), sin embargo como se mencionó previamente la especificación de un solo rezago que recomienda el BIC más bien lleva a encontrar autocorrelación a cualquier nivel de significancia; igualmente, distintas especificaciones de rezagos distintos a cuatro también rechazan la hipótesis a 5 % o menos. Por lo tanto, el no rechazo al 5 % con el modelo  $VAR(4)$  nos lleva a plantear que es un modelo viable.

## 5. Conclusiones

El propósito de esta investigación es analizar la incidencia de la tasa de política monetaria (TPM) sobre la inflación y la actividad económica en Costa Rica. El periodo de estudio es 2011-2022, caracterizado por la modernización de la política monetaria en el país y un entorno macroeconómico complicado, posterior a la crisis financiera de 2007 y a la pandemia por COVID-19.

Utilizando la metodología de Vectores Autorregresivos (VAR), se recuperaron las respuestas del modelo ante un aumento en la tasa de política monetaria (TPM). Los resultados indican que el choque contractivo no tiene impacto significativo sobre la actividad económica, pero sí sobre los precios. En general, es a partir del octavo mes posterior al choque inicial que se observa una reducción en el nivel de precios de la economía. Sobre las expectativas, encontramos un efecto contrario al esperado. En general, los resultados indican que una decisión de política contractiva aumenta las expectativas de inflación del mercado. Una posible explicación es que el mercado interpreta los anuncios de incrementos en la TPM como una señal de que el Banco Central espera una elevada inflación, por lo que ajustan sus expectativas de

tal manera.

El efecto del choque inesperado en la TPM es directo sobre la tasa de interés activa promedio del sistema financiero e inverso sobre el nivel de crédito al sector privado. Estos efectos ocurren a partir de dos y veinte meses después del choque inicial, respectivamente. Por último, el tipo de cambio nominal no presenta respuesta significativa al 95 % de confianza, pero sí al 90 %. Específicamente, se da una apreciación nominal a partir del octavo y hasta el mes doce posteriores al choque en la TPM, lo que confirma la no existencia de un *exchange rate puzzle* en el modelo.

Nuestros resultados sugieren que la política monetaria del Banco Central de Costa Rica es efectiva para desacelerar la inflación, pero no para contraer la actividad económica. Interpretamos el primer efecto como un resultado positivo de la modernización del Banco Central, en su objetivo de mantener una inflación baja y estable. Por su parte, el segundo efecto propone una posible limitación del modelo utilizado, ya que la actividad económica sufre un cambio estructural a raíz de la pandemia por COVID-19, lo que podría influir en la estimación. Además, cabe resaltar que la cointegración abre la posibilidad de estimar un modelo de Vector de Corrección de Errores (VECM) que permita contrastar resultados con los obtenidos en la presente investigación en la que se empleo la metodología VAR.

Seguidamente, la respuesta positiva de las expectativas de inflación ante un choque monetario contractivo propone la adaptabilidad de las expectativas del mercado ante los anuncios del Banco Central, así como asimetrías de información entre los agentes económicos. El efecto que encontramos deja de ser significativo en el octavo mes posterior al choque inicial, mismo mes en que la inflación comienza a ceder, lo que propone que el mercado espera a observar la desaceleración de los precios para adaptar sus expectativas. Este efecto resalta la necesidad de estudiar a fondo el comportamiento de las creencias del mercado a partir de las decisiones de política monetaria, así como de evaluar posibles diferencias en el caso de utilizar las expectativas medidas por encuesta. Por su parte, las respuestas de la tasa activa promedio del sistema y del crédito son consecuentes con la teoría.

Finalmente, si bien el choque monetario no afecta al tipo de cambio, sí podemos fundamentar la importancia de esta variable como canal de transmisión. En detalle, encontramos que existen respuestas positivas de la actividad económica y del nivel de precios ante un choque en el tipo de cambio nominal, al 90 % de confianza; esto es, que ante una depreciación nominal tenemos crecimiento económico e inflación, lo cual sustenta el proceso de flexibilización cambiaria que ha enfrentado el país en los últimos años.

## Referencias

- Álvarez, S., Rojas, D., & Lucke, R. (2022). *Efectos causales de la política monetaria en el ciclo económico: Evidencia para Costa Rica [Presentación]*. Coloquio de Investigación, Escuela Economía e Instituto de Investigaciones en Ciencias Económicas, Universidad de Costa Rica.
- Banco Central de Costa Rica. (2012). *Memoria anual 2011*. [https://www.bccr.fi.cr/publicaciones/DocMemoriaAnual/Memoria\\_Anual\\_2011.pdf](https://www.bccr.fi.cr/publicaciones/DocMemoriaAnual/Memoria_Anual_2011.pdf)
- Banco Central de Costa Rica. (2018). *Esquema de meta explícita de inflación para Costa Rica*. [http://www.pgrweb.go.cr/scij/Busqueda/Normativa/Normas/nrm\\_texto\\_completo.aspx?param1=NRTC&nValor1=1&nValor2=85870&nValor3=111202&strTipM=TC](http://www.pgrweb.go.cr/scij/Busqueda/Normativa/Normas/nrm_texto_completo.aspx?param1=NRTC&nValor1=1&nValor2=85870&nValor3=111202&strTipM=TC)
- Banco Central de Costa Rica. (2020). *Informe de política monetaria, abril 2020*. [https://www.bccr.fi.cr/publicaciones/DocPolticaMonetariaInflacin/IPM\\_abril\\_2020.pdf](https://www.bccr.fi.cr/publicaciones/DocPolticaMonetariaInflacin/IPM_abril_2020.pdf)
- Banco Central de Costa Rica. (2023). *Informe de Política Monetaria, abril 2023*. <https://www.bccr.fi.cr/publicaciones/DocPolticaMonetariaInflacin/IPM-abril-2023-informe.pdf>
- Barquero, J. P., & Cendra, L. A. (2020). *Traspaso de la tasa de política monetaria en Costa Rica de 2000 a 2018* (Working Paper No. 01-2020). Banco Central de Costa Rica. Costa Rica. <https://repositorioinvestigaciones.bccr.fi.cr/handle/20.500.12506/334>
- Barquero, J. P., & Loaiza, K. (2021). *Política monetaria y el canal de crédito [Presentación]*. Jornadas de Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica. <https://www.bccr.fi.cr/investigaciones-economicas/jornadas-de-investigaci%C3%B3n-econ%C3%ADmica-2021>
- Bernanke, B., & Blinder, A. (1988). Credit, Money and Aggegate Demand. *The American Economic Review*, 78(2).
- Bernanke, B., & Gertler, M. (1995). Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Transmission. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4).
- Bernanke, B., Laubach, T., Mishkin, F., & Posen, A. (2001). *Inflation Targeting: Lessons from the International Experience*. Princeton University Press.
- Can, U., Bocuoglu, M. E., & Can, Z. G. (2020). How does the monetary transmission mechanism work? Evidence from Turkey. *Borsa Istanbul Review*, 20(4), 375-382.

- Cantillo, M., Pastrana, G., & Cascante, J. (2022). *Market Power and Market Structure: An Analysis of Costa Rican Banking since 2008* (Working Paper No. 2022-02). Escuela de Economía de la Universidad de Costa Rica. Costa Rica. <https://ecodatos.fce.ucr.ac.cr/s/BGNpinB9TmdYByg>
- Castrillo, D., Mora, C. R., & Torres, C. (2008). *Mecanismos de transmisión de la política monetaria en Costa Rica: periodo 1991-2007* (Working Paper No. 000-2008). Banco Central de Costa Rica. Costa Rica. <https://repositorioinvestigaciones.bccr.fi.cr/handle/20.500.12506/154>
- Castrillo, D., & Rodríguez, A. (2009). *Procedimiento para la aplicación de pruebas de raíz unitaria* (Working Paper No. 018-2009). Banco Central de Costa Rica. Costa Rica. <https://repositorioinvestigaciones.bccr.fi.cr/handle/20.500.12506/185>
- Fanchon, P., & Wendel, J. (1992). Estimating VAR Models under Non-stationarity and Cointegration: Alternative Approaches for Forecasting Cattle Prices. *Applied Economics*, 24, 207-217.
- Fondo Monetario Internacional. (2016). *Regional Economic Outlook: Western Hemisphere*. <https://www.imf.org/en/Publications/REO/WH/Issues/2017/01/07/Regional-Economic-Outlook-Western-Hemisphere12>
- Galí, J. (2015). *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to The New Keynesian Framework and its Applications*. (2.<sup>a</sup> ed.). Princeton University Press.
- Hume, D. (1777). *Essays and Treatises on Several Subjects*. <https://davidhume.org/texts/empl2/mo>
- Ireland, P. (2006). *The monetary transmission mechanism* (Working Paper No. 06-1). Federal Reserve Bank of Boston. <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/55659/1/508634164.pdf>
- Lanau, S. (2017). *The Sectoral Effects of Real Depreciations in Latin America* (Working Paper). Fondo Monetario Internacional. Washington, D.C. <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2017/11/16/The-Sectoral-Effects-of-Real-Depreciations-in-Latin-America-45351>
- Ley 7558 de 1995. Ley Orgánica del Banco Central de Costa Rica. (1995).
- Lucas, R. E. (1996). Nobel Lecture: Monetary Neutrality. *Journal of Political Economy*, 104(4), 661-682.

- Lütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer.
- Mahadeva, L., & Robinson, P. (2009). *Prueba de raíz unitaria para ayudar a la construcción de un modelo* (Ensayos, 76). Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos. México. <https://www.cemla.org/PDF/ensayos/pub-en-76.pdf>
- Mies, V., Morandé, F., & Tapia, M. (2004). *Política Monetaria y Mecanismos de transmisión*. Centro de Estudios Monetarios Centroamericanos.
- Mishkin, F. (1996). *The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy* (Working Paper No. 5464). National Bureau of Economic Research. Cambridge, Massachusetts. <https://doi.org/10.3386/w5464>
- Muñoz, E., & Tenorio, E. (2008). *El modelo macroeconómico de proyección trimestral del Banco Central de Costa Rica en la transición a la flexibilidad del tipo de cambio* (Working Paper No. 0008-2008). Banco Central de Costa Rica. Costa Rica. <https://repositorioinvestigaciones.bccr.fi.cr/handle/20.500.12506/155>
- Ocampo, S., & Rodríguez, N. (2012). An Introductory Review of a Structural VAR-X Estimation and Applications. *Revista Colombiana de Estadística*, 35, 1358-1374. <https://www.emis.de/journals/RCE/V35/v35n3a09.pdf>
- Pérez, F. (2015). *Comparing the Transmission of Monetary Policy Shocks in Latin America: A Hierarchical Panel VAR* (Working Paper). Banco Central de Reserva del Perú. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Documentos-de-Trabajo/2015/documento-de-trabajo-15-2015.pdf>
- Quintero, J. D. (2015). Impactos de la política monetaria y canales de transmisión en países de América Latina con esquema de inflación objetivo. *Ensayos sobre política económica*, 33(76), 61-75.
- Ramey, V. A. (2016). Handbook of Macroeconomics. *Handbook of Macroeconomics*, 2, 71-62.
- Romero, R. (2022). *Apuntes de Macroeconomía*. <https://randall-romero.github.io/econometria>
- Roubini, N., & Grilli, V. U. (1995). Liquidity Models in Open Economies: Theory and Empirical Evidence. *European Economic Review*, (40), 847-859.
- Schmidt, A., & Finan, C. (2018). Linear regression and the normality assumption. *Journal of Clinical Epidemiology*, 92, 146-151.

- Schmitt-Grohé, S., Uribe, M., & Woodford, M. (2021). *International Macroeconomics: A Modern Approach*. Princeton University Press.
- Segura, C. (2019). *Expectativas de inflación en el mercado de deuda soberana costarricense: ¿están ancladas?* (Working Paper No. 0007-2019). Banco Central de Costa Rica. Costa Rica. <https://repositorioinvestigaciones.bccr.fi.cr/handle/20.500.12506/332>
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 48(1), 1-48. <http://www.jstor.org/stable/1912017>
- Tasa de Política Monetaria. (2023). <https://gee.bccr.fi.cr/indicadoreseconomicos/cuadros/frmvercatcuadro.aspx?idioma=1&codcuadro=%20779>
- Taylor, J. B. (1995). The Monetary Transmission Mechanism: An Empirical Framework. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 11-26. <https://doi.org/10.1257/jep.9.4.11>

## 6. Anexos

### 6.1. Datos

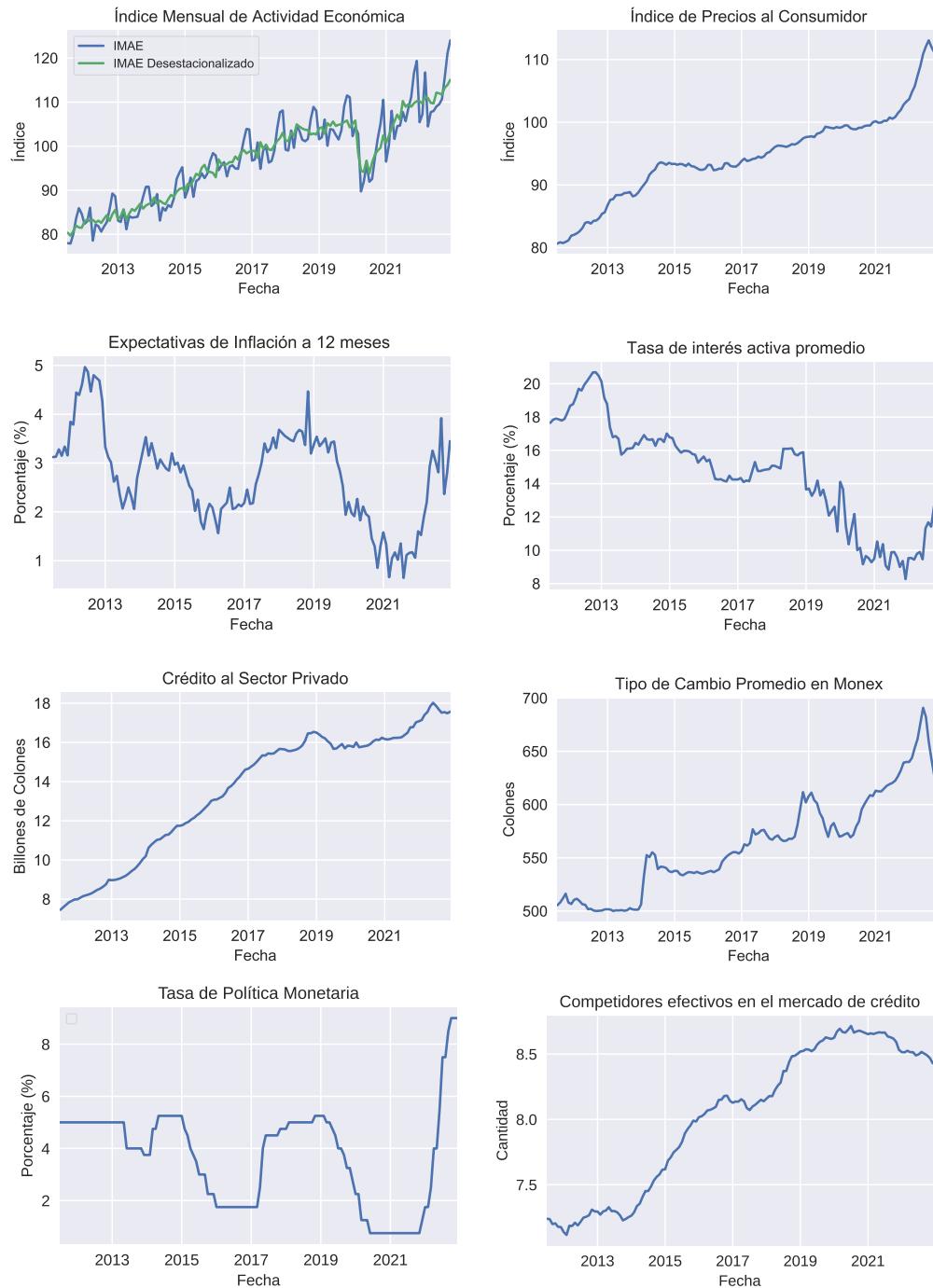
Cuadro 3: Datos para la estimación

Variable	Descripción	Fuente
$lnimaet$	Índice Mensual de Actividad Económica	BCCR
$lnipct$	Índice de Precios al Consumidor	BCCR
$epit$	Expectativas de inflación de mercado a 12 meses	BCCR
$i_t$	Tasa de interés activa nominal en moneda nacional	SECMCA
$lncredt$	Crédito del sistema bancario al sector privado no financiero	BCCR
$lnE_t$	Tipo de cambio promedio en MONEX	BCCR
$R_t$	Tasa de Política Monetaria	BCCR
$ncompt$	Número de competidores efectivos en el mercado de crédito	Elaboración propia con datos de SUGEF

*Notas:* La mayoría de variables se reportan en la fuente con una frecuencia mensual a excepción de  $lnE_t$  y  $R_t$ , que se reportan diariamente. Para transformarlas en variables de frecuencia mensual se toma la última observación del mes en el caso de  $R_t$  y se toma un promedio mensual de  $lnE_t$  para aquellos días en el que se transó en el Mercado de Monedas Extranjeras ([MONEX](#)). No hay missing values.

## 6.2. Estadística Descriptiva

Figura 2: Series de tiempo de julio 2011 a diciembre 2022



Fuente: Elaboración propia con datos del BCCR, SECMCA y SUGEF.

### 6.3. Pruebas Econométricas

Cuadro 4: Resultados de Prueba Aumentada de Dickey-Fuller

Serie	Sin constante sin tendencia	Con constante sin tendencia	Con constante con tendencia	Primera Diferencia
$\lnimaet$	2.55	-0.89	-2.30	-13.61***
$\lnipct$	3.32	-0.44	-2.19	-3.04***
$epit$	-0.69	-2.98**	-3.26*	-5.68***
$i_t$	-1.13	-1.12	-1.91	-10.08***
$lncredt$	3.0	-2.73*	-0.88	-3.09***
$lnEt$	1.0	-1.72	-4.49***	-4.4***
$R_t$	-0.79	-3.15**	-3.05	-3.38***
$ncompt$	1.58	-1.63	0.06	-2.25**

Notas:  $H_0$  : serie tiene una raíz unitaria. Las distintas especificaciones de la prueba corresponden a distintas hipótesis nulas de raíz unitaria: sin constante sin tendencia es una caminata aleatoria pura, con constante sin tendencia una caminata aleatoria con deriva, con constante con tendencia es una caminata aleatoria con deriva lineal y cuadrática. Los niveles de significancia \*, \*\*, \*\*\* indican rechazar  $H_0$  a un 10%, 5% y 1% respectivamente. Cuando se rechaza la hipótesis para alguna especificación hay evidencia para afirmar  $I(0)$ . La prueba en primera diferencia se hace bajo la especificación de sin constante sin tendencia. En todas las pruebas la especificación de rezagos se hace por el criterio de Akaike.

Cuadro 5: Resultados de Prueba de Zivot y Andrews.

Serie	Cambio en Intercepto		Cambio en Intercepto y Tendencia	
	Estadístico	Fecha de Cambio	Estadístico	Fecha
$\lnimaet$	-3.65	2019-11	-6.68***	2020-02
$\lnipct$	-2.79	2018-02	-2.96	2020-12
$i_t$	-2.34	2018-02	-2.92	2020-02
$lncredt$	-3.00	2018-10	-3.82	2016-04
$ncompt$	-1.70	2021-04	-2.95	2019-05

Notas:  $H_0$  : la serie tiene raíz unitaria con un cambio estructural. La primera especificación corresponde a un cambio en el intercepto de la serie y la segunda en un cambio en intercepto y tendencia. La fecha establece el momento a partir del cual se da el quiebre estructural. Los niveles de significancia \*, \*\*, \*\*\* indican rechazar  $H_0$  a un 10%, 5% y 1% respectivamente. Cuando se rechaza la hipótesis para alguna especificación hay evidencia para afirmar  $I(0)$ . En todas las pruebas la especificación de rezagos se hace por el criterio de Akaike.

Cuadro 6: Prueba de Cointegración de Johansen

$H_0$	Estadístico del máximo eigenvalor	Estadístico de la traza
Cero vectores de cointegración	39.07***	60.77***
Máximo un vector de cointegración	13.28	21.70

Notas: Las series consideradas en la prueba de cointegración son las  $I(1)$  siendo estas  $\lnipct_t$ ,  $i_t$ ,  $\lncred_t$ ,  $ncomp_t$ . Los niveles de significancia \*, \*\*, \*\*\* indican rechazar  $H_0$  a un 10%, 5% y 1% respectivamente. La prueba sigue una lógica secuencial: primero se analiza si hay  $r = 0$  vectores de cointegración, si se rechaza entonces se prueba si  $r \leq 1$ , y así sucesivamente hasta el primer no rechazo. Si se rechaza que existan  $r \leq k$  vectores de cointegración y no se rechaza que existan  $r \leq k + 1$  esto indica que hay  $k + 1$  vectores de cointegración.

Cuadro 7: Pruebas de Normalidad de los Residuos.

Ecuación	Estadístico
$\lnimaet$	27.42***
$\lnipct$	0.36
$epit$	31.01***
$i_t$	70.78***
$\lncred_t$	35.34***
$\lnEt$	47.30***
$R_t$	99.15***
Conjunto	280.4***

Notas:  $H_0$  : los residuos tienen una distribución normal. Los niveles de significancia \*, \*\*, \*\*\* indican rechazar  $H_0$  a un 10%, 5% y 1% respectivamente.

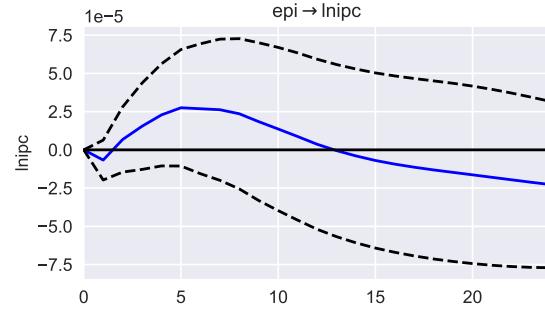
Cuadro 8: Pruebas de autocorrelación de residuos Ljung-Box

Ecuación	Estadístico	P-value
$\lnimaet$	7.97	0.79
$\lnipct$	10.70	0.55
$epit$	9.66	0.65
$i_t$	8.58	0.74
$\lncred_t$	11.19	0.51
$\lnEt$	7.21	0.84
$R_t$	10.11	0.61

Notas:  $H_0$  : la autocorrelación  $\rho$  de orden 1 hasta 12 es igual a cero:  $\rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_{12} = 0$ . No se rechaza a ningún nivel de significancia.

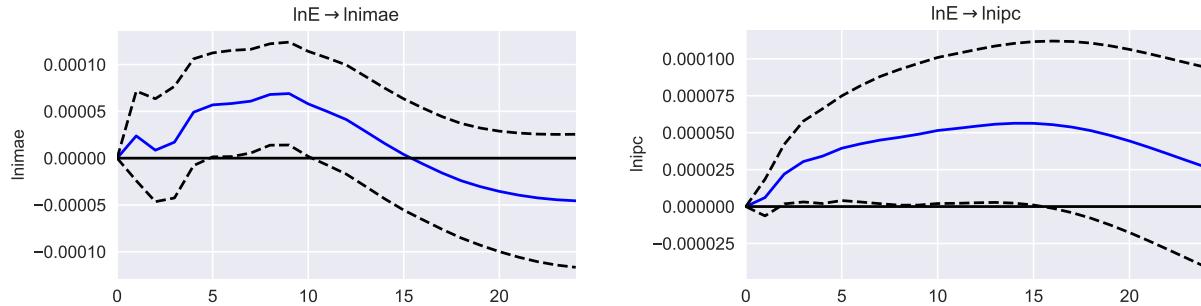
#### 6.4. Otras impulso respuesta con intervalos de confianza del 95 %

Figura 3: Respuesta ante un choque de una desviación estándar en  $epi$  ( $\approx 0.2569$ )



Fuente: Estimación propia con el modelo  $VAR(4)$ . Intervalos de confianza al 95 %.

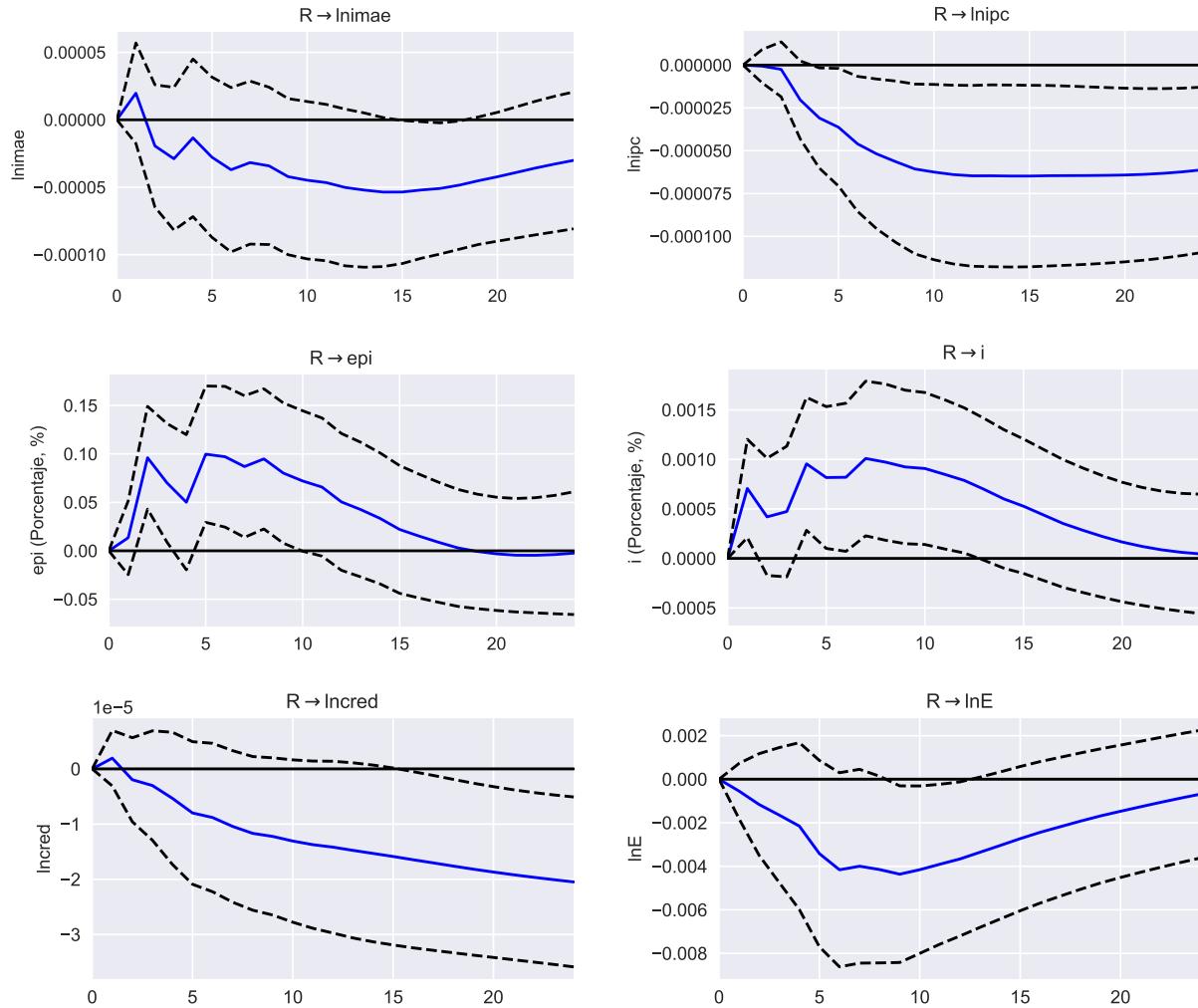
Figura 4: Respuesta ante un choque de una desviación estándar en  $lnE$  ( $\approx 0.0086$ )



Fuente: Estimación propia con el modelo  $VAR(4)$ . Intervalos de confianza al 95 %.

## 6.5. Funciones Impulso Respuesta con intervalos de confianza del 90 %

Figura 5: Respuesta ante un choque de una desviación estándar en  $R$  ( $\approx 0.2906$ )



Fuente: Estimación propia con el modelo  $VAR(4)$ . Intervalos de confianza al 90 %.