

Relación de causalidad entre la cantidad de dinero y la inflación en Bolivia*

Pablo Cachaga Herrera 

pcachaga@bcb.gob.bo

María Eugenia Carmona Morales 

mcarmona@bcb.gob.bo

Gary Eduardo Canaviri Sillerico 

gcanaviri@bcb.gob.bo

Resumen

El documento analiza la relación de causalidad entre la cantidad de dinero e inflación en Bolivia usando datos mensuales de la emisión y el índice de precios al consumidor para el periodo 1980-2021. Considerando que la economía experimentó cambios estructurales a lo largo del periodo de estudio, se emplea una versión corregida por el método basado en residuos *Bootstrap* de la prueba de causalidad de Granger y estimaciones de ventanas móviles para examinar la significancia y los cambios en la relación de causalidad a través del tiempo. Los resultados indican que no existe una relación de causalidad consistente a lo largo de toda la muestra. Sin embargo, existen sub-periodos donde se encuentra un vínculo causal y este vínculo generalmente está asociado a eventos económicos importantes. La causalidad de la emisión a la inflación muestra un impacto importante en los años hiperinflacionarios, un menor impacto en algunos sub-periodos de fuertes expansiones monetarias y un cambio en la dinámica de la causalidad en algunos sub-periodos de los últimos 15 años que se relaciona con la orientación contracíclica de la política monetaria.

Palabras Clave: Inflación, emisión monetaria, causalidad.

Clasificación JEL: E31, C14, E51.

*. Los puntos de vista expresados en este documento de trabajo corresponden a los autores y no reflejan necesariamente la posición de la institución donde trabajan.

Se agradece a Mehmet Balcilar por los códigos provistos para la realización de los ejercicios de causalidad *Bootstrap* de ventanas móviles.

Causal relationship between the amount of money and inflation in Bolivia

Abstract

The document analyzes the causal relationship between the amount of money and inflation in Bolivia using monthly issuance data and the consumer price index for the period 1980-2021. Considering that the economy experienced structural changes throughout the study period, a version corrected by the Bootstrap residuals-based method of the Granger causality test and moving window estimates is used to examine the significance and changes in the relationship of causality over time. The results indicate that there is no consistent causal relationship throughout the entire sample. However, there are sub-periods where a causal link is found and this link is generally associated with important economic events. The causality of issuance to inflation shows an important impact in hyperinflationary years, a lower impact in some sub-periods of strong monetary expansions and a change in the dynamics of causality in some sub-periods of the last 15 years that are related to the countercyclical orientation of monetary policy.

Key Words: Inflation, Monetary Emission, Causality.

JEL Classification: E31, C14, E51.

1. Introducción

El objetivo de la presente investigación es analizar la relación de causalidad entre la cantidad de dinero y la inflación en Bolivia a lo largo del tiempo. El enfoque clásico de la Teoría Cuantitativa del Dinero (TCD) señala que en el largo plazo variaciones en la oferta monetaria conducen a variaciones proporcionales en el nivel de precios (Fisher y Brown, 1911). Esta relación uno a uno no se cumple en el corto plazo en la TCD moderna, ya que la oferta monetaria también puede afectar al producto en este plazo y no generar necesariamente inflación (Friedman, 1970). En este sentido, solamente cuando se inyecta más dinero del que necesita la economía se producen presiones inflacionarias.

Bajo un régimen monetario basado en metas de cantidad, el Banco Central de Bolivia (BCB) instrumenta la política monetaria con el propósito de contraer o expandir la liquidez y el volumen de los medios de pago en la economía para cumplir con su mandato constitucional de mantener la estabilidad del poder adquisitivo interno de la moneda para contribuir al desarrollo económico y social del país. En este sentido, es de interés para la implementación de la política monetaria examinar si la cantidad de dinero tiene un efecto predecible sobre la inflación, aspecto que tiene implicancias en la evaluación de la efectividad de la política monetaria y el pronóstico de inflación.

Otro aspecto difícil de determinar en una economía es la variable monetaria que podría considerarse dinero, en el caso boliviano, contamos con la emisión monetaria, base monetaria, circulante y agregados monetarios entre otros. En este documento de investigación se utiliza la emisión monetaria debido a su relación directa con las metas de cantidad del régimen monetario a través de la identidad contable $E = CIN + RIN$ y el interés por evaluar la capacidad de esta variable para afectar la inflación.

La “causalidad en el sentido de Granger” permite evaluar si una variable antecede a la otra, lo que equivale a decir que la información contenida en la primera, mejora la predicción de la segunda. Esta relación de causalidad puede ser de carácter bidireccional, lo que implica que la inflación también puede afectar el crecimiento del dinero a través de la demanda de saldos nominales destinados a mantener un nivel adecuado de saldos reales acorde a sus fundamentos.¹

1. Los fundamentos de la demanda de saldos reales en Bolivia incluyen la actividad económica, el costo de oportunidad del dinero y la bolivianización (Cossío et al., 2007; BCB, 2008; Cerezo y Ticona, 2017).

La prueba tradicional de causalidad de Granger requiere que se cumpla la propiedad de estacionariedad en las variables analizadas y asume para un periodo dado que la relación de causalidad se mantiene constante en cada punto de la muestra. La literatura sobre la relación entre la cantidad de dinero e inflación en Bolivia muestra resultados variados que dependen principalmente del periodo de muestra considerado, el manejo de las propiedades de integración y cointegración de las series y la especificación del modelo.² Dos aspectos sensibles que condicionan el estudio de la dinámica entre estas dos variables son el tamaño de la muestra y la presencia de cambios estructurales.

Este documento aborda parte de estas consideraciones utilizando una versión modificada en base al método basado en residuos *Bootstrap* (residual based *Bootstrap* method) de la prueba de causalidad de Granger y estimaciones de ventanas móviles para examinar si la relación de causalidad entre la cantidad de dinero y la inflación ha variado en el tiempo.³

La prueba de causalidad *Bootstrap* en el marco de un VAR de rezago ampliado (*Lag Augmented* VAR, LA-VAR) está diseñada para ser robusta en muestras pequeñas e independientemente de las propiedades de integración y cointegración de las series. La aplicación de esta prueba en submuestras de ventanas móviles permite capturar quiebres estructurales en el periodo de estudio y cambios en la relación de causalidad a través del tiempo, lo que significa que la cantidad de dinero puede causar en el sentido de Granger a la inflación en algunos sub-periodos en otros no, o incluso se puede encontrar una causalidad bidireccional.

El resto del documento se organiza de la siguiente manera: la sección 2 describe los hechos estilizados durante el periodo de estudio, destacando el desempeño de la cantidad de dinero y la inflación; la sección 3 revisa la evidencia empírica sobre la relación dinero e inflación para Bolivia; la sección 4 evalúa la relación de causalidad entre la cantidad de dinero e inflación y su dinámica a través del tiempo utilizando el enfoque de causalidad *Bootstrap* de ventanas móviles; la sección 5 presenta las consideraciones finales.

2. Una revisión de esta literatura se encuentra en la sección 3.

3. Para un análisis de causalidad tradicional en base a ventanas que se expanden incluyendo observaciones adicionales ver Mendoza y Boyán (2001) y Vladova y Yanchev (2015) y para un análisis de causalidad *Bootstrap* en base a ventanas recursivas ver Shi et al. (2020).

2. Hechos estilizados

Las dinámicas de la emisión monetaria y la inflación han variado a través del tiempo (Gráfico 1). Claramente, en el periodo de la hiperinflación⁴ existe una importante correlación positiva en un escenario donde los precios se incrementaron de manera exponencial a pesar que varios estaban controlados (Morales, 2012). Este incremento si bien se debe a la importante inyección de dinero a la economía, la misma fue causada principalmente por el deterioro de las cuentas fiscales y las restricciones de financiamiento externo, siendo frenada por el drástico programa de estabilización contenido en el Decreto Supremo 21060.

En el periodo 1990-1999, si bien la inflación reflejó una tendencia descendente como producto de las medidas aplicadas por la nueva política económica, se advirtieron algunos repuntes inflacionarios generados por el incremento de los precios de los hidrocarburos y factores externos a inicio de la década (BCB, 1990, 1991), el alza de tarifas de servicios básicos debido a la capitalización y factores climáticos en 1995 y 1996 (Cupé, 2006) y el reajuste de los precios de los derivados de los hidrocarburos entre fines de 1997 y principios de 1998 (BCB, 1999). La emisión registró un crecimiento alrededor del 30 % desde el tercer trimestre de 1994 hasta la primera mitad de 1995, en parte por la aplicación de medidas de remonetización que no tuvieron los resultados esperados.

En la década de 2000, después de que la inflación registró tasas cercanas a 0 % entre septiembre de 2001 y septiembre de 2002, esta variable tuvo un comportamiento ascendente hasta 2005 en un contexto caracterizado por constantes conflictos sociales.⁵ Posteriormente, las presiones inflacionarias se volvieron a incrementar entre 2007 y 2008 debido principalmente a factores externos, para luego caer a niveles casi nulos en 2009 a raíz de la crisis financiera internacional. En este periodo, las políticas del BCB empezaron a tener mayor eficacia debido al proceso de bolivianización que inició en 2006. A diferencia de la década de 1980, el incremento de la emisión monetaria se explica principalmente por el proceso de remonetización de la economía.

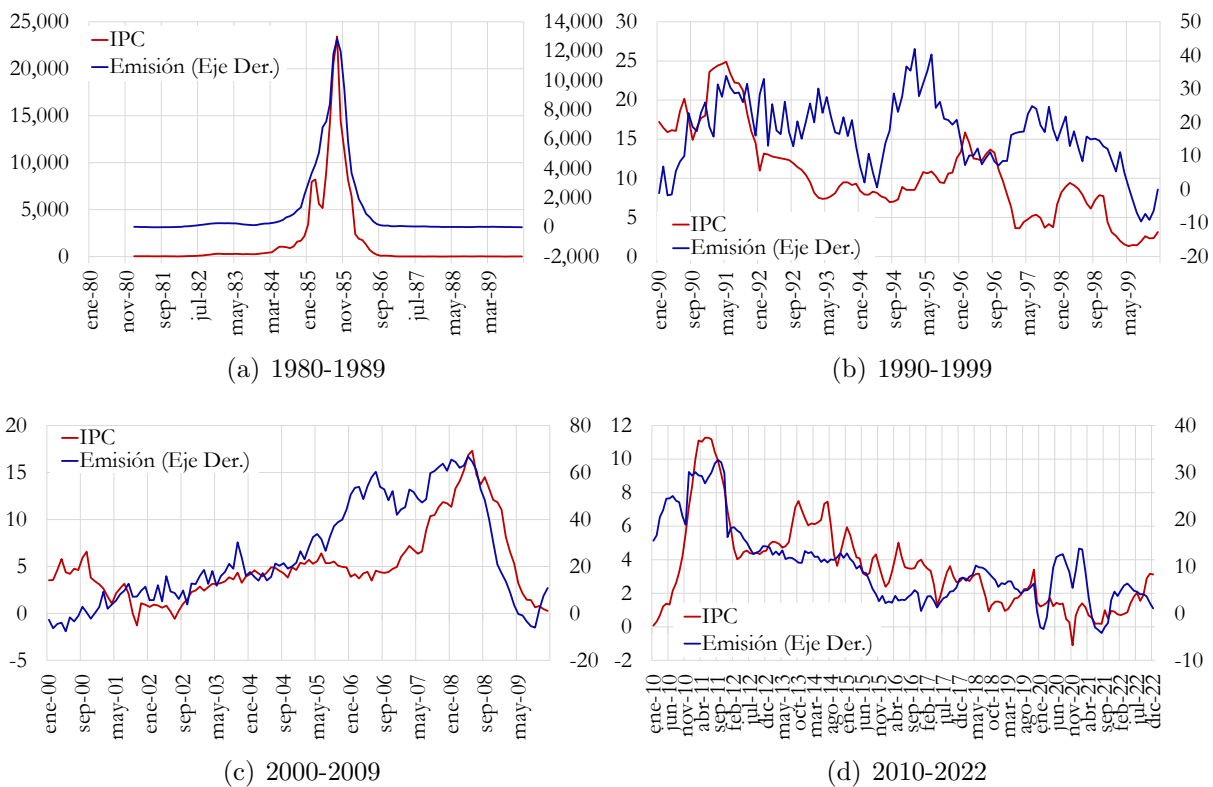
4. Siguiendo la definición de hiperinflación de Cagan (1956), se puede decir que la misma comienza cuando el incremento de los precios excede al 50 % y termina cuando las variaciones son menores a este número, asimismo se menciona que en Bolivia la hiperinflación comenzó en abril de 1984 y terminó en septiembre de 1985.

5. Para ver el efecto de los conflictos sociales sobre la inflación en estos años ver Cupé et al. (2006).

A inicios del periodo 2010-2022, la inflación repuntó debido principalmente a factores externos y especulaciones ocasionadas por la nivelación transitoria de los precios de combustibles a fines de 2010; la emisión también registró fuertes incrementos al inicio de este periodo por la corrida de depósitos que se generó por rumores infundados (BCB, 2011a). En el segundo semestre de 2013 y a mediados de 2014 las presiones inflacionarias se volvieron a incrementar debido a choques de oferta, prácticas especulativas y un mayor dinamismo de la actividad económica (BCB, 2014a,b).

Posteriormente, se observa una tendencia descendente de ambas variables, destacando en 2019 el contexto de desaceleración económica y la preferencia transitoria por dólares durante los conflictos sociales que afectaron su desempeño. Finalmente, durante la pandemia la evolución de las variables se separó por completo, por un lado se observa un aumento de la emisión debido a la preferencia de la población por el efectivo y la otorgación de bonos sociales, y por otro se aprecia niveles de inflación en torno a 0%.

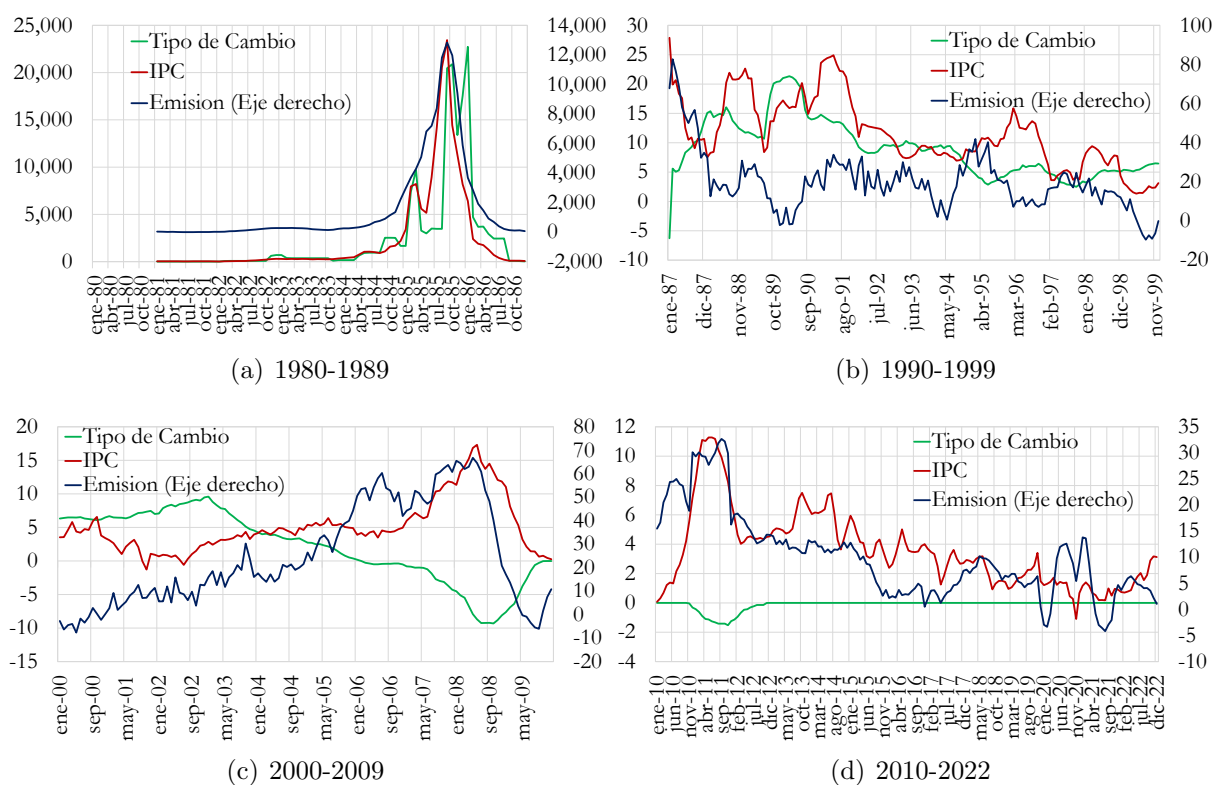
Gráfico 1: Crecimiento interanual de emisión monetaria e Índice de Precios al consumidor (En porcentaje)



Fuente: Banco Central de Bolivia
Elaboración: Propia de los autores

La relación entre la emisión monetaria, la inflación y el tipo de cambio denota cambios que se vinculan con el manejo de la política cambiaria (Gráfico 2). La primera mitad de la década de 1980 se caracterizó por fuertes incrementos de la emisión e inflación y el establecimiento de un mercado paralelo del tipo de cambio. Con el programa de estabilización se apuntó a alinear la cotización de la moneda oficial y paralela, lo que implicó una fuerte devaluación inicial del tipo de cambio oficial. En enero de 1987 se creó el boliviano con un cambio de 1 millón por peso boliviano y el régimen cambiario evolucionó a uno de tipo deslizante (crowling peg).⁶

Gráfico 2: Crecimiento interanual de emisión monetaria, Índice de Precios al Consumidor y tipo de cambio (En porcentaje)



Fuente: Banco Central de Bolivia
Elaboración: Propia de los autores

Durante la década de 1990 y hasta mediados de la década de 2000 la política cambiaria se caracterizó por constantes depreciaciones de la moneda nacional (variaciones positivas) con el objetivo de mantener la competitividad externa que, entre otros resultados, también significó un elevado efecto traspaso (pass-through) hacia los precios internos.⁷ Desde 2006 la política cambiaria se reorientó a mitigar las presiones inflacionarias ex-

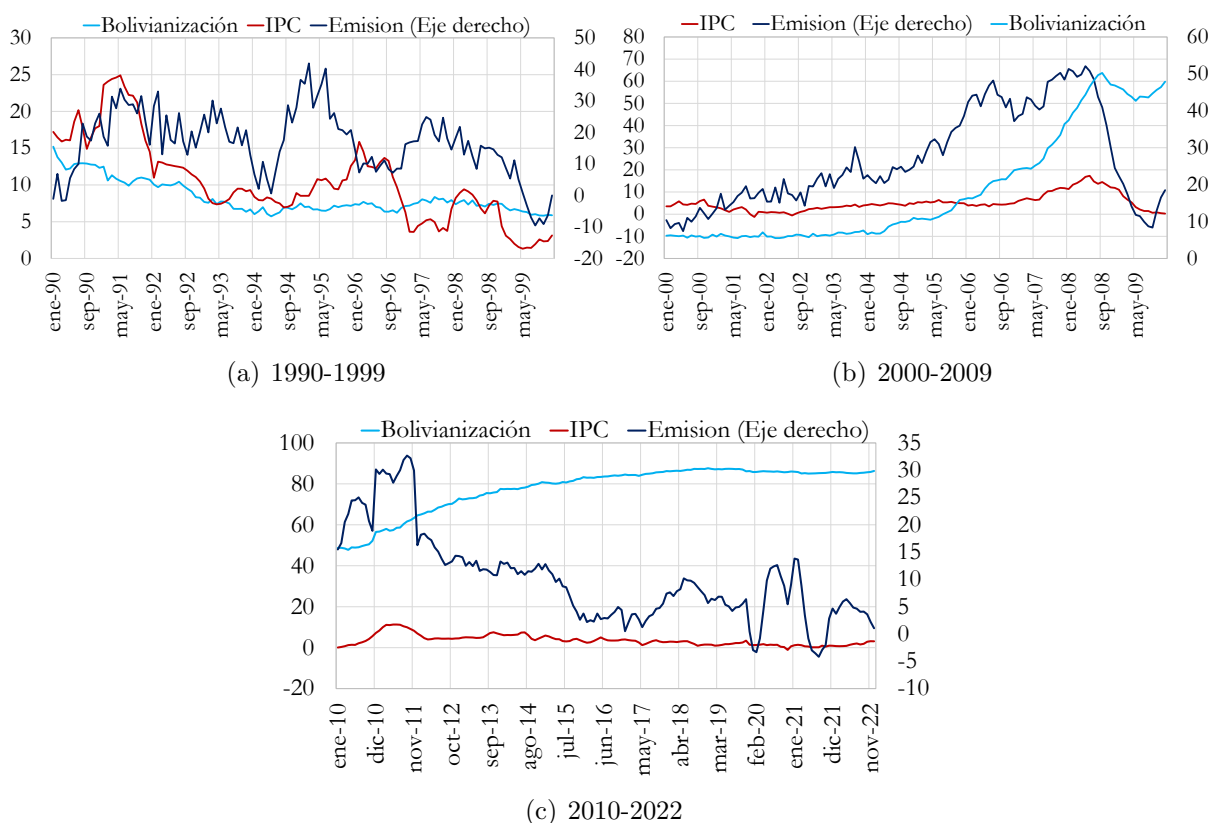
6. Ver Morales (1986) para un análisis de la política cambiaria durante este periodo.

7. De acuerdo a la recopilación de evidencia empírica realizada por Laguna (2010), el pass-through durante los años ochenta y noventa fue elevado y significativo.

ternas, caracterizándose por alternar periodos de apreciación (variaciones negativas) y estabilidad entre 2006 y 2011, y a partir de finales de ese año por la estabilidad del tipo de cambio nominal. Este cambio en el manejo de la política cambiaria contribuyó a mantener estables las expectativas cambiarias de los agentes, generar mayores grados de libertad para la política monetaria y bolivianizar la economía.

Como consecuencia del proceso hiperinflacionario y la devaluación constante del boliviano en los años siguientes, se generó un proceso de dolarización de la economía reflejada en la concentración de depósitos totales en moneda extranjera. Los depósitos en moneda nacional a inicios de la década de 1990 estaban alrededor de 10 % (Gráfico 3). A partir de 2006 el BCB impulsó el proceso de bolivianización a través de medidas como la apreciación y posterior estabilización del tipo de cambio, la ampliación del spread cambiario, el encaje legal diferenciado y la realización de operaciones de regulación monetaria en moneda nacional (BCB, 2018).

Gráfico 3: Crecimiento interanual de emisión monetaria e Índice de Precios al Consumidor y bolivianización (En porcentaje)

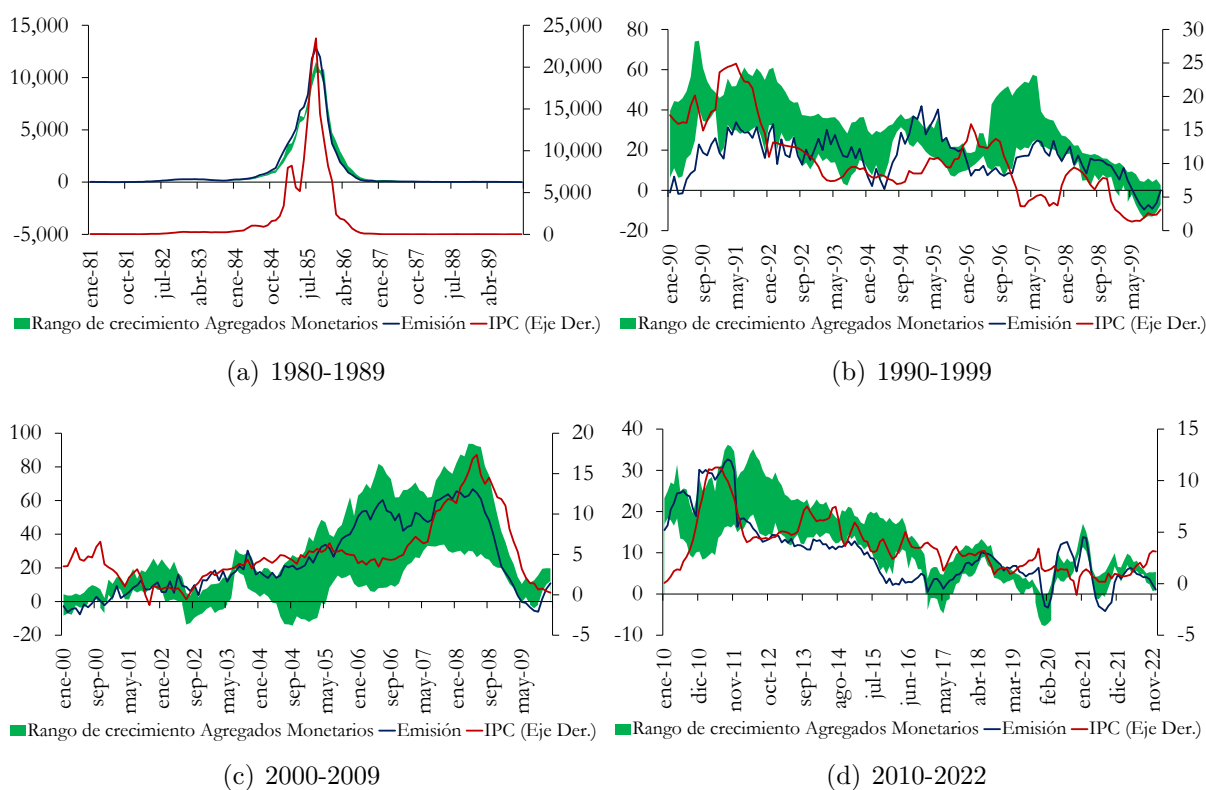


Fuente: Banco Central de Bolivia
Elaboración: Propia de los autores

Por su parte, la oferta monetaria cuantificada a través de los agregados monetarios ha mostrado una volatilidad variada en el tiempo (Gráfico 4). En el periodo hiperinflacionario, todos estos agregados mostraron crecimientos importantes en línea con la emisión monetaria, en el periodo 1990-1999 su comportamiento siguió siendo bastante similar al de la emisión sin variaciones significativas entre los agregados monetarios en moneda nacional y moneda extranjera. Sin embargo, en el periodo 2000-2010 el rango de crecimiento de los agregados muestra una volatilidad alta, esto principalmente a que los agregados en moneda nacional crecieron significativamente por el proceso de bolivianización y los agregados en moneda extranjera ralentizaron su crecimiento.

Luego de que la emisión monetaria, el dinero de alto poder y los agregados monetarios más amplios registraran crecimientos inéditos en la historia económica del país. Las variaciones en las tasas de crecimiento de los agregados se explican en gran parte por cambios en las preferencias del público por moneda nacional y/o moneda extranjera.

Gráfico 4: Crecimiento interanual de emisión monetaria e Índice de Precios al Consumidor y rango de crecimiento interanual de agregados monetarios (En porcentaje)



Fuente: Banco Central de Bolivia
Elaboración: Propia de los autores

3. Evidencia empírica

Estudiar la relación de causalidad entre la cantidad de dinero e inflación es de particular interés en un régimen monetario de cantidades debido a sus implicancias en la evaluación de la efectividad de la política monetaria y la proyección de inflación. La literatura sobre la relación entre la cantidad de dinero e inflación en Bolivia muestra resultados variados que dependen principalmente del periodo de muestra considerado, el manejo de las propiedades de integración y cointegración de las series y la especificación del modelo.

Orellana y Requena (1999) especifican un modelo base inflación para Bolivia, asumiendo que el nivel de precios dependen de un determinado agregado monetario, variables relacionadas con la transmisión de la inflación importada, la tasa de depreciación cambiaria, así como de shocks de oferta y de cambios de precios claves en la economía (hidrocarburos, salarios, etc.). Con el objetivo de considerar que la emisión no es una variable exógena se estimó un modelo VAR que muestra que el efecto transmisión de la depreciación a la inflación fue menor al que existía en el pasado debido a la reducción en la tasa de depreciación. La inflación está también determinada por el crecimiento de la emisión, lo que confirma la importancia de este agregado en la conducción de la política monetaria. Asimismo, la inflación internacional tiene un efecto positivo aunque marginal, el incremento de precios de los hidrocarburos tienen un efecto multiplicador y shocks climáticos al contraer la oferta agropecuaria también causan un incremento de los precios. La respuesta del crecimiento de la emisión a la inflación es consistente con una demanda por emisión real lo que implica que aumentos en la inflación se reflejan en incrementos en la emisión nominal contemporánea.

Por su parte, Mendoza y Boyán (2001) buscan analizar la relación estable y predecible entre la meta intermedia (límites al crecimiento del CIN neto del Banco Central) y la inflación durante el periodo 1989-2000 mediante tres métodos diferentes: test tradicional de causalidad de Granger, modelos VAR y estimación del coeficiente de compensación. Con el test tradicional de causalidad de Granger se demostró que la relación causal de las variaciones de la Emisión hacia la tasa de inflación, que inicialmente era muy fuerte, se fue debilitando con el paso del tiempo (finales de los noventa) debido a cambios internos (cambios de gobierno, profundización de la dolarización, etc.) y cambios externos (crisis financieras internacionales).

les y otros). Con el modelo VAR se pretendió analizar el proceso dinámico inflación-emisión tomando como variables exógenas al tipo de cambio y la inflación internacional relevante para Bolivia, teniendo como resultado un deterioro de la emisión como instrumento de control sobre la inflación. Finalmente, se estima el coeficiente de compensación⁸ en base a un modelo que incluye a las Reservas Internacionales Netas del BCB (RIN) como función del crédito interno neto autónomo (CIN), las Operaciones de Mercado Abierto (OMAS) en moneda nacional y las OMAS en moneda extranjera, encontrándose un coeficiente de compensación elevado (89%) que sugiere que el espacio de la política monetaria, basada en metas del CIN, se ha reducido y con ello su efectividad para afectar en la emisión monetaria y, por tanto, en la inflación.

Cossío et al. (2007) analiza los mecanismos de transmisión de la política monetaria y cambiaria mediante un modelo VAR utilizando información para el periodo 1990-2007. Las variables del modelo incluyen las variaciones logarítmicas del IPC núcleo, el tipo de cambio nominal, la emisión monetaria, el Índice Global de Actividad Económica (IGAE) y el gasto del gobierno, además del cambio en la remonetización de la economía y los índices de actividad y precios externos relevantes para Bolivia. Los resultados sugieren que la emisión tiene un efecto temporal en la inflación, mientras que la depreciación nominal tiene un efecto permanente. Por tanto, las políticas (monetaria y cambiaria) del BCB tienen efecto en la inflación núcleo, aunque su efectividad puede ser alterada debido a shocks diversos en la economía, la evolución de las expectativas y shocks externos.

Evia y Méndez (2008) analizan los determinantes de la inflación con datos para el periodo 1990-2007, considerando los sub-periodos 1990-2001 y 2002-2007. Mediante estimaciones donde la variable dependiente es la inflación y las variables explicativas son solamente la emisión o el agregado monetario M1' y componentes de la ecuación de la TCD se encuentra que la mayor oferta de dinero explica la inflación. Pero queda una parte importante de la inflación que no puede ser atribuida a la expansión monetaria. En base a una ecuación neo-keynesiana ajustada se evalúan otros determinantes de la inflación, resultando estadísticamente significativos el crecimiento del gasto del sector público, la depreciación cuadrática y la inflación internacional.

8. Se denomina coeficiente de compensación a la fracción de la variación del CIN cuyo efecto monetario es revertido por variaciones en las RIN, pudiendo tomar valores de -1 a 0.

Por su parte, Caballero y Caballero (2011) estiman las fuentes de inflación y traspasos cambiarios en Bolivia para el periodo 1990-2010 por medio de un modelo de corrección de errores y un modelo SVAR, respectivamente. En el caso del modelo de corrección de errores se encuentra que la inflación está determinada por los desequilibrios del mercado monetario (desviaciones de la oferta monetaria real observada respecto a la oferta monetaria real de largo plazo, usando M1) y cambiario (desviaciones del tipo de cambio nominal observado respecto al tipo de cambio nominal de largo plazo), así como por un componente inercial de la inflación, el traspaso cambiario, la brecha del producto, la apertura comercial y la inflación externa.

Escobar (2016) evalúa la relación dinámica entre las fluctuaciones cíclicas de la inflación y la cantidad de dinero durante el periodo 1980-2015, utilizando filtros de series de tiempo para encontrar los componentes cíclicos y considerando diversas mediciones de cantidad de dinero e inflación. Los resultados señalan que la inflación es contemporánea a los agregados monetarios M1 y M2; que la relación entre inflación y la emisión monetaria ha cambiado en el tiempo, siendo de grado fuerte desde mediados de los 80 hasta principios de los 90, con una relación débil-moderada desde mediados de los 90 hasta el 2005 y con una transición de grado débil a grado fuerte desde 2006 a 2013; y que en el periodo 2005-2013 la inflación sigue a las operaciones de mercado abierto en el corto plazo (en una máxima asociación positiva en dos meses), con un grado de relación fuerte y tendencia estable.

Finalmente, Cerezo y Ticona (2017) explican el nivel de señoreaje en Bolivia utilizando información para el periodo 2002-2015. De acuerdo a los autores, durante el periodo de estudio el señoreaje promedio fue del 2 % del PIB, 1,6 % atribuible a incrementos en los saldos reales y 0,4 % al impuesto inflación. En este sentido, examinan el incremento en el señoreaje en el contexto de un crecimiento importante de la cantidad de dinero e inflación controlada en base a la estimación de una función de demanda de dinero tipo Cagan que considera elementos propios de la economía boliviana. Los resultados muestran que el ingreso, las tasas de interés pasivas y la bolivianización financiera habrían contribuido en gran manera al incremento de la demanda de saldos reales (utilizando como cantidad de dinero a la emisión) en especial desde 2006, aunque el impulso de la bolivianización a la demanda de dinero y señoreaje no cuenta con márgenes al encontrarse cerca de su límite.

4. Análisis de la relación de causalidad entre la cantidad de dinero y la inflación

4.1 Metodología

Siguiendo a Balcilar et al. (2010), Balcilar y Ozdemir (2013), Ajmi et al. (2015), Su et al. (2016) y Balcilar et al. (2018), este documento emplea la prueba de causalidad de Granger corregida por el método basado en residuos *Bootstrap* para examinar la relación de causalidad entre la cantidad de dinero y la inflación en Bolivia usando datos de frecuencia mensual que abarcan el periodo 1980-2021.

En el marco de la prueba tradicional de Granger, se dice que una variable no Granger causa a otra si al incluir información de la primera no se mejora la predicción de la segunda. Los estadísticos comunes para contrastar la hipótesis nula, como el test de Wald y el test LR (*Likelihood Ratio*), pueden no tener una distribución asintótica estándar si las variables consideradas en el modelo VAR son integradas o cointegradas.

Para abordar el problema de no estacionariedad en las series, Toda y Yamamoto (1995) proponen una corrección a los estadísticos de prueba en base a la estimación en niveles de un VAR de rezago ampliado (Lag Augmented VAR, LA-VAR), independientemente de las propiedades de integración y cointegración de las series. Si el coeficiente extra ($p + 1$) no se restringe bajo la hipótesis nula, la prueba de causalidad sobre los coeficientes de los primeros p rezagos obtiene estadísticos con una distribución asintótica estándar. Para mejorar aún más el estadístico de prueba, en términos de tamaño y poder, Balcilar et al. (2010) propone en el marco de un LA-VAR una modificación adicional en base al método basado en residuos *Bootstrap* (*residual based Bootstrap method*) siguiendo a Shukur y Mantalos (2000) que demuestran mediante simulaciones de Monte Carlo que esta corrección mejora el desempeño de la prueba, especialmente en muestras pequeñas.

A partir de la especificación de un LA-VAR (p) de dos variables se puede ilustrar la prueba de causalidad *Bootstrap* que se emplea en este estudio para analizar la relación de causalidad entre la cantidad de dinero y la inflación:

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_{10} \\ \phi_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{11}(L) & \phi_{12}(L) \\ \phi_{21}(L) & \phi_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}, \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

Donde $(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t})$ es un vector de procesos ruido blanco independientes, de media cero y con una matriz de covarianza no singular Σ , T es el tamaño de la muestra y las variables y_{1t} y y_{2t} representan la cantidad de dinero y el índice de precios al consumidor, respectivamente. Considerando que p el número óptimo de rezagos y L es el operador rezago, se tiene que $\phi_{ij}(L) = \sum_{k=1}^{p+1} \phi_{ij,k} L^k$ para $i, j = 1, 2$ donde $L^k y_t = y_{t-k}$.

Para testear la hipótesis nula de que la cantidad de dinero no Granger causa a la inflación se impone la restricción $\phi_{21,k} = 0$ para $k = 1, \dots, p$. Análogamente, para testear la hipótesis nula de que la inflación no Granger causa a la cantidad de dinero se impone la restricción $\phi_{12,k}$ para $k = 1, \dots, p$.

$$H_0^{\text{inf}} = \phi_{21,1} = \phi_{21,2} = \dots = \phi_{21,p} = 0 \quad (2)$$

$$H_0^{\text{mon}} = \phi_{12,1} = \phi_{12,2} = \dots = \phi_{12,p} = 0 \quad (3)$$

La hipótesis nula de no causalidad se contrasta a partir del estadístico LR modificado en base al método basado en residuos *Bootstrap* (LR^*) y su p -value correspondientes.⁹ Si H_0^{inf} es rechazada, movimientos en la cantidad de dinero anteceden a la inflación y tienen un contenido predictivo sobre esta variable. Si H_0^{mon} es rechazada, movimientos en los precios causan movimientos en la cantidad de dinero y pueden mejorar la predicción de esta variable.

Con el propósito de evaluar si la relación de causalidad entre la cantidad de dinero y la inflación ha variado en el tiempo se aplica la prueba de causalidad *Bootstrap* en submuestras de ventanas móviles, lo que aborda la posibilidad de parámetros no constantes a lo largo del periodo de estudio y evita el sesgo previo a la prueba (pre-test bias) debido a la presencia de cambios estructurales.

Las estimaciones de ventanas móviles se realizan en submuestras de tamaño fijo que se mueven secuencialmente desde el principio hasta el final de la muestra, sumando una observación al término y restando una observación al inicio de cada sub-periodo. Si el tamaño de la ventana se fija en τ observaciones, la muestra de tamaño T se convierte en una secuencia de $T - \tau$ submuestras. En cada submuestra se contrasta la hipótesis nula de no causalidad, lo que resulta en una secuencia de $T - \tau$ estadísticos de prueba que permiten identificar cambios en la relación de causalidad entre la cantidad de dinero y la inflación a lo largo del periodo de estudio.

9. Los detalles técnicos de la prueba de causalidad en base al estadístico *LR Bootstrap* se explican en el Apéndice.

En la definición del tamaño de las ventanas móviles se debe evaluar el *trade-off* entre precisión de los parámetros estimados y representatividad de los sub-periodos. Una ventana grande puede mejorar la precisión de las estimaciones pero también reducir su representatividad si se cubre un periodo de estudio muy heterogéneo. Mientras una ventana pequeña puede favorecer la representatividad pero al mismo tiempo incrementar la varianza de las estimaciones. Siguiendo a Balcilar et al. (2010) y Balcilar y Ozdemir (2013), en estos estudios se define una ventana pequeña de 48 observaciones para capturar la posible heterogeneidad de los sub-periodos, considerando que el uso de la técnica *Bootstrap* ya está mejorando la precisión de las estimaciones.

La magnitud de los coeficientes de los modelos VAR en cada submuestra también se calcula para medir el efecto de la cantidad de dinero sobre la inflación y el efecto de la inflación sobre la cantidad de dinero. El impacto de la cantidad de dinero sobre la inflación se computa como la media de la suma de coeficientes de todas las estimaciones *Bootstrap* de acuerdo a: $N_b^{-1} \sum_{k=1}^p \hat{\phi}_{21,k}^*$, con N_b representando el número de repeticiones *Bootstrap*; y el impacto de la inflación sobre la cantidad de dinero como: $N_b^{-1} \sum_{k=1}^p \hat{\phi}_{12,k}^*$. Estos parámetros se estiman para todas las submuestras de ventanas móviles junto con sus intervalos de confianza al 90 %.

4.2 Resultados empíricos

Para analizar empíricamente la relación entre la cantidad de dinero y la inflación en Bolivia se utilizó como variable proxy del dinero, la emisión y diferentes agregados monetarios provenientes de la página web del Banco Central de Bolivia¹⁰ y para calcular la inflación se utilizó el índice de precios al consumidor (IPC) descargados de la página web del Instituto Nacional de Estadísticas (INE) en todos los casos la información tiene frecuencia mensual para el periodo 1980M01-2021M10.¹¹ Las series fueron desestacionalizadas con el procedimiento $X - 12$ Arima y transformadas en logaritmos naturales para corregir posible heteroscedasticidad y la diferencia dimensional entre las variables.

10. Información proveniente de los boletines mensuales de estadísticas monetarias y financieras del Banco Central de Bolivia.

11. Se emplea la emisión como agregado monetario relevante para la política monetaria debido a su relación directa con las metas de cantidad a través de la identidad contable del balance monetario $E = CIN + RIN$. No obstante, se realizaron ejercicios con otros agregados monetarios (Anexo) que por menor cobertura y/o resultados menos consistentes no se incluyen en el documento.

Si bien la prueba de causalidad *Bootstrap* en el marco de un LA-VAR no requiere que se cumpla la propiedad de estacionariedad, se analiza previamente el orden de integración de las series usando las pruebas tradicionales de raíz unitaria Dickey-Fuller Ampliado (ADF) y Phillips-Perron (PP). Los resultados de los tests que se presentan en la Tabla 1, indican que tanto la emisión como el IPC son procesos integrados de primer orden, $I(1)$. La posibilidad de múltiples quiebres estructurales se considera en este documento a partir de las estimaciones de ventanas móviles para capturar cambios en la relación de causalidad a través del tiempo entre la emisión y la inflación.

Tabla 1: Pruebas de raíz unitaria

	Niveles ¹		Primeras diferencias ²	
	ADF	PP	ADF	PP
Emisión	-3,0267	-2,3356	-3,5025***	-9,1270***
IPC	-3,0944	-2,5386	-3,6296***	9,5317***
VC al 1 %	-3,9766		-3,4433	
VC al 5 %	-3,4189		-2,8671	
VC al 10 %	-3,1320		-2,5698	

Nota: Significancia estadística (*), (**), (***) al 10 %, 5 % y 1 %, respectivamente.

¹ La especificación incluye intercepto y tendencia

² La especificación incluye intercepto

Elaboración: Propia de los autores

Cuando dos variables son $I(1)$, en algunos casos se puede encontrar una combinación lineal de ambas que sea estacionaria, entonces se dice que las series están cointegradas. La cointegración entre la emisión y el IPC implicaría una relación de largo plazo en niveles. Para contrastar la propiedad de cointegración entre estas variables se aplica la Prueba de Johansen en el modelo VAR bivariado con 5 rezagos, orden de rezago óptimo en base al criterio de Schwarz (SIC). Los resultados del test que se presentan en la Tabla 2 indican, de acuerdo al estadístico traza, que existe al menos un vector de cointegración.

Tabla 2: Prueba de cointegración de Johansen

	Hipótesis nula	Hipótesis alterna	Estadístico Traza	P-value
Emisión e inflación	$r = 0$	$r > 0$	18,9136**	0,0147
	$r \leq 1$	$r > 1$	0,3523	0,5528

Nota: Significancia estadística (*), (**), (***) al 10 %, 5 % y 1 %, respectivamente.

Elaboración: Propia de los autores

Considerando las pruebas de raíz unitaria y cointegración, inicialmente se aplica la prueba tradicional de Granger en toda la muestra a un VAR

estándar en niveles y a un VEC que incluye el término de corrección de error o coeficiente de cointegración. Los resultados de la prueba tradicional, basados en el estadístico F en el VAR estándar y el estadístico Wald en el VEC, rechazan la hipótesis nula de no causalidad en ambos sentidos a un nivel de significancia del 1% (Tabla 3).

Para comprobar la robustez de estos resultados, se utiliza la prueba de causalidad *Bootstrap* en toda la muestra. Como se explicó en la sección anterior, el contraste de causalidad de Granger a partir del estadístico *LR* modificado en base al método basado en residuos *Bootstrap* es válido independientemente de las propiedades de integración y cointegración de las series. El número de rezagos óptimo en el modelo VAR de dos variables se determina en base al criterio de información bayesiano (BIC), restringiendo el número máximo en 12. Una vez definido el número óptimo de rezagos en 5, se calcula el estadístico de prueba y sus p-value correspondientes en el marco de un LA-VAR realizando 1.000 repeticiones *Bootstrap*. Los resultados de la prueba de causalidad *Bootstrap* confirman la evidencia de una causalidad bidireccional en toda la muestra, lo que implica que la emisión tiene un contenido predictivo sobre la inflación y la inflación tiene un contenido predictivo sobre la emisión.

Tabla 3: Pruebas de causalidad de Granger en toda la muestra

	H0: La emisión no Granger causa a la inflación		H0: La inflación no Granger causa a la emisión	
	Estadístico	p-value	Estadístico	p-value
VAR estándar F-test	33,0610***	0,0000	12,6235***	0,0000
VEC Wald-test	164,8133***	0,0000	63,2032***	0,0000
Bootstrap LR test	155,4722***	0,0000	70,6082***	0,0000

Nota: Significancia estadística (*), (**), (***) al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Elaboración: Propia de los autores

Las pruebas de causalidad de Granger en toda la muestra asumen constancia de los parámetros y que la relación de causalidad encontrada se cumple en cada punto de la muestra. En presencia de cambios estructurales estos supuestos pueden no ser correctos, lo que invalidaría los resultados de las pruebas aplicadas en toda la muestra. Para examinar la estabilidad temporal de los parámetros se utilizan las pruebas desarrolladas por Andrews (1993) y Andrews y Ploberger (1994), Sup-LR, Mean-LR y Exp-LR. Estas pruebas evalúan la estabilidad de corto plazo de los parámetros. Como las variables están cointegradas se puede interpretar que los parámetros de largo plazo son estables.

Las pruebas de estabilidad de los parámetros mencionadas se calculan en base a una secuencia de estadísticos LR . La prueba Sup-LR contrasta la hipótesis nula de constancia de los parámetros contra la alternativa de un cambio fuerte de los parámetros. Mientras las pruebas Mean-LR y Exp-LR contrastan la posibilidad de que los parámetros sigan un proceso Martingale¹² contra la alternativa de una evolución gradual.

Considerando que estas pruebas tienen una distribución asintótica no estándar, siguiendo a Balcilar y Ozdemir (2013) y Ajmi et al. (2015), se utilizan los estadísticos de prueba y sus p-value correspondientes calculados mediante una simulación de Monte Carlo en base a 1.000 muestras generadas con la técnica *Bootstrap* del modelo VAR con parámetros constantes (hipótesis nula). Adicionalmente, dado que se requiere recortar ambos extremos de la muestra para la aplicación de los tests de acuerdo a Andrews (1993), se recorta 15 % al inicio y al final de la muestra.

Los resultados de las pruebas Sup-LR y Exp-LR rechazan la hipótesis nula de parámetros constantes a un nivel de significancia del 1 % tanto en la regresión de la inflación como en la regresión de la emisión. Si bien con la prueba Mean-LR no se puede rechazar la hipótesis nula en la regresión de la emisión, se considera que existe evidencia robusta de que los parámetros de las ecuaciones del modelo VAR son inestables a lo largo de los diferentes sub-periodos de la muestra de estudio (Tabla 4).

Tabla 4: Pruebas de estabilidad de los parámetros

	Ecuación de la emisión		Ecuación de la inflación	
	Estadístico	p-value	Estadístico	p-value
Sup-LR	10,2245***	0,0030	15,8124***	0,0000
Exp-LR	1,7234***	0,0010	4,1244***	0,0000
Mean-LR	1,6730	0,1180	4,1393***	0,0000

Nota: Significancia estadística (*), (**), (***) al 10 %, 5 % y 1 %, respectivamente.
Elaboración: Propia de los autores

Entre 1980 y 2021, Bolivia experimentó una serie de cambios estructurales relacionados con la hiperinflación de mediados de los 80, la dolarización durante la década de los 90, el proceso de bolivianización, la orientación contracíclica de la política monetaria y los nuevos objetivos en el manejo de la política cambiaria desde 2006 (enfoque heterodoxo) y el choque de la

12. Un proceso Martingale es una secuencia de valores en la que, en un tiempo dado, la esperanza condicional del siguiente valor, dado todos los valores anteriores, es igual al valor presente.

pandemia en 2020, entre otros eventos que pudieron haber afectado la relación de causalidad entre la emisión y la inflación y su dinámica a través del tiempo. En este contexto, se aplica la prueba de causalidad *Bootstrap* en submuestras de ventanas móviles para examinar en qué periodos la causalidad ha sido significativa y determinar posibles cambios en la magnitud y dirección del impacto tanto de la emisión a la inflación como de la inflación a la emisión.

Los p-values del estadístico *Bootstrap LR* y la suma de los coeficientes (impacto acumulado) se estiman en cada submuestra de ventanas móviles de 48 observaciones con un número variable de rezagos óptimo que se selecciona de un máximo de 12 en base al criterio BIC. La secuencia de 454 resultados ($T - \tau$) calculados en base a 1.000 repeticiones *Bootstrap* se muestra en los Gráficos 5-8 en la observación final de cada ventana móvil, moviéndose de 1984M01 a 2021M10.

Usando toda la muestra, la prueba de causalidad *Bootstrap* indicaba que la emisión tiene un poder predictivo sobre la inflación, sin embargo, el Gráfico 5 evidencia que la hipótesis nula de que la emisión no Granger causa a la inflación se rechaza a un nivel de significancia del 20%¹³ solamente en algunos sub-periodos de la muestra de estudio, que incluyen los años hiperinflacionarios de 1984 y 1985, el periodo post-hiperinflacionario 1988-1989, el periodo 1994M09-1995M01 que se puede vincular con el primer intento de desdolarización de la economía, el periodo de inicio del proceso de bolivianización y repunte inflacionario que abarca meses de 2006, 2007 y 2008, el periodo 2014M05-2015M01 que coincide con el final de una etapa de control de inflación y el inicio de una etapa de política monetaria expansiva y, el periodo de desaceleración económica y conflictos sociales que cubre los meses finales de 2018 y algunos de 2019.

Durante el proceso hiperinflacionario de mediados de los 80, la tasa de inflación alcanzó niveles récord (Gráfico 1a) en un contexto de crédito externo cerrado y financiamiento exclusivo del déficit fiscal vía emisión. En este escenario, la emisión tuvo un impacto directo, contemporáneo y significativo sobre la inflación que alcanzó una magnitud de 0,8 de acuerdo a la estimación de la suma de coeficientes *Bootstrap* (Gráfico 6).

El programa de estabilización, que siguió al proceso hiperinflacionario, se basó en políticas restrictivas y principalmente en la estabilización cam-

13. Siguiendo a Balcilar y Ozdemir (2013), se considera un nivel de significancia del 20% inclusive, para reforzar la protección contra el bajo poder del test en muestras pequeñas.

biaria.¹⁴ La creación del boliviano con una paridad equivalente a 1 millón de pesos bolivianos apreció el tipo de cambio en 100 % en enero de 1987 cuando fue puesto en circulación, repercutiendo en una menor inflación durante ese año (Gráfico 2a). El sistema de tipo de cambio evolucionó hacia uno de tipo deslizante (*crowling peg*) que se caracterizó principalmente por minidevaluaciones constantes de la moneda. En este marco, la emisión volvió a tener un contenido predictivo sobre la inflación en el sub-periodo 1988M01-1989M08 con una magnitud alrededor de 0,2, cuando registró tasas de crecimiento que en promedio alcanzaron un nivel de 20 % (Gráfico 2b).¹⁵

Como consecuencia del proceso hiperinflacionario de la primera mitad de la década de los 80 y la devaluación constante del boliviano en los años siguientes, se generó un proceso de dolarización (principalmente financiera) de la economía. A principios de la década de los 90, la concentración de los depósitos totales en moneda extranjera estaba alrededor del 90 % (Gráfico 3a). En este escenario, a inicios de 1994 se adoptó una serie de medidas dirigidas a remonetizar la economía que no tuvieron efecto,¹⁶ pero que se reflejaron en una expansión monetaria (Gráfico 3a) que impactó sobre la inflación, aunque con una magnitud menor a la de los sub-periodos previos.

En los últimos 15 años, el manejo de la política monetaria basado en un enfoque heterodoxo que contempla la coordinación institucional y el uso de un conjunto amplio de instrumentos para controlar la inflación y contribuir al desarrollo económico y social del país, junto con la bolivianización de la economía, ha otorgado mayor margen de acción al ente emisor y permitido la adopción de una orientación contracíclica en su ejecución.¹⁷

En este escenario, la política monetaria contractiva que se llevó adelante para controlar el repunte inflacionario que alcanzó tasas de dos dígitos en 2007 y 2008 debido principalmente a factores exógenos (Gráfico 1c), compensó parcialmente la mayor demanda del público por billetes y monedas que se generó en el marco de un proceso continuo y exitoso de boliviani-

14. Para una descripción detallada del programa de estabilización ver Morales (1986).

15. Si bien la tasa de crecimiento de fin de periodo de la emisión en 1989 fue negativa, hasta septiembre de ese año las variaciones interanuales fueron de dos dígitos.

16. Las medidas de remonetización abarcaron la eliminación del encaje legal adicional para depósitos en moneda nacional, la eliminación de la compensación de monedas para la constitución del encaje y la reducción de los límites en la posición de cambios del sistema financiero (BCB, 1995).

17. Para una descripción detallada de las características de la política monetaria a partir de 2006 ver BCB (2018).

zación de la economía que inició en 2006 (Gráfico 3b).¹⁸ Estos eventos explican la causalidad encontrada de emisión a inflación en este sub-periodo, así como la magnitud de su impacto alrededor de 0,02, que fue positivo pero reducido.

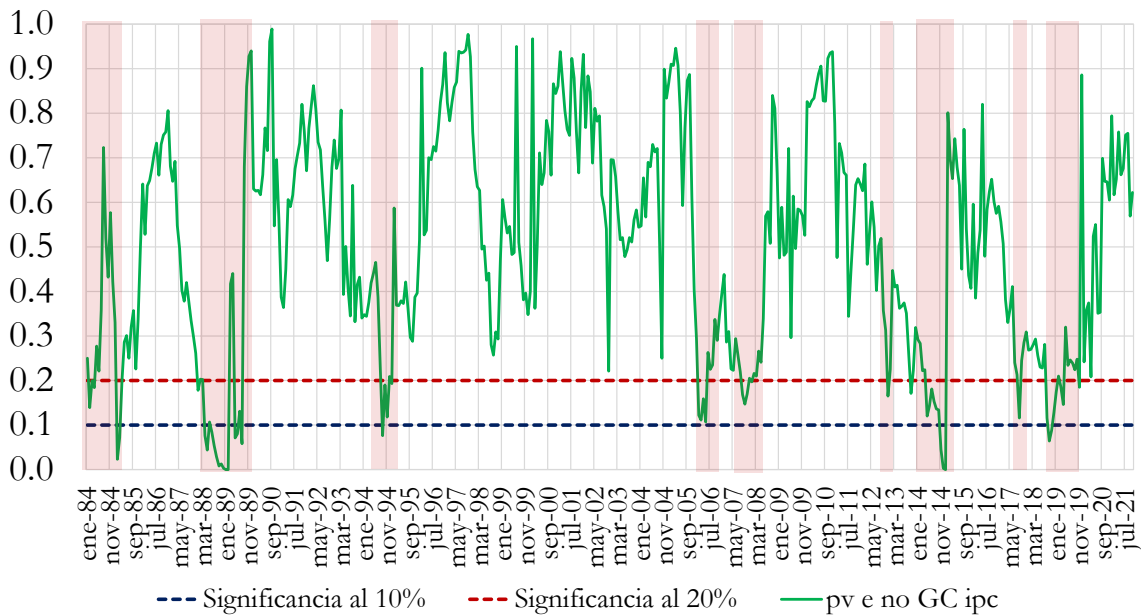
Durante el sub-periodo 2014M05-2015M01 la emisión tuvo un impacto negativo sobre la inflación debido al efecto rezagado de la política monetaria contractiva que se llevó adelante desde mediados de 2013 hasta mediados de 2014 en un contexto de presiones inflacionarias debido a choques de oferta, prácticas especulativas y un mayor dinamismo de la actividad económica (Gráfico 1d). En este sub-periodo se dinamizó la colocación de títulos mediante Operaciones de Mercado Abierto (OMA), se incrementó la tasa de interés de política monetaria y se introdujeron nuevos instrumentos para regular volúmenes importantes de liquidez.¹⁹ Estas medidas para controlar la inflación continuaron reflejándose sobre el desempeño del nivel de precios a mediados de 2014 cuando se inició una etapa de política monetaria expansiva.

De acuerdo a los resultados de ventanas móviles, la emisión vuelve a tener un impacto positivo y significativo sobre la inflación en el último trimestre de 2018 y algunos meses de 2019 (incluyendo los meses de los conflictos sociales). En este sub-periodo, la desaceleración económica y una mayor preferencia del público por dólares durante los meses de los conflictos sociales afectaron negativamente a la emisión, lo que presionó a la baja el nivel de precios. En efecto, pese al incremento transitorio de algunos precios en noviembre de 2019, la inflación se mantuvo baja durante la mayor parte del año, cerrando en 1,5 % (Gráfico 1d).

18. Entre las principales medidas que se adoptaron para aumentar la confianza en la moneda nacional destacan la apreciación y posterior estabilización del tipo de cambio, la ampliación del spread cambiario, el encaje legal diferenciado y la bolivianización de las operaciones del BCB (BCB, 2018).

19. Para un análisis amplio de la regulación monetaria durante este sub-periodo ver BCB (2014b, 2015).

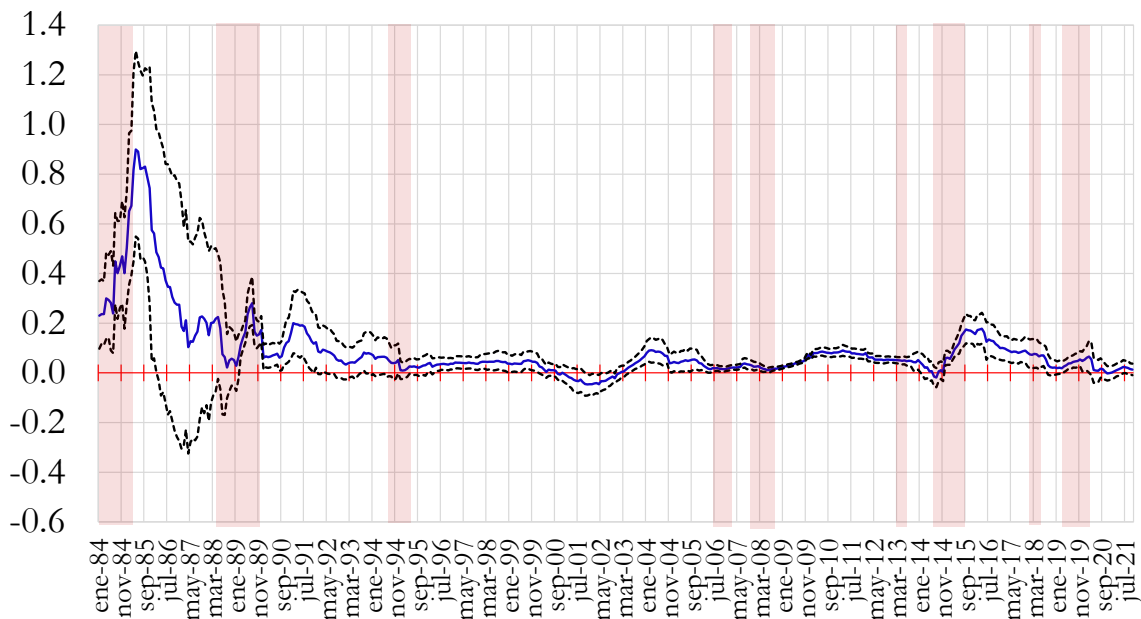
Gráfico 5: P-valores del estadístico *Bootstrap LR* bajo la hipótesis nula de que la emisión no Granger causa la inflación



Fuente: Banco Central de Bolivia

Nota: Para evaluar las estimaciones de ventanas móviles se consideró la causalidad encontrada a un nivel de significancia del 20% en sub-periodos de más de un mes. La causalidad encontrada para un mes se consideró solo si la hipótesis se rechazaba al 10%.

Gráfico 6: Suma de los coeficientes *Bootstrap* que miden el impacto de la emisión sobre la inflación



Elaboración: Propia de los autores

Nota: Intervalos de confianza al 90%

El Gráfico 7 reporta los p-valores de la prueba de causalidad *Bootstrap* de ventanas móviles bajo la hipótesis nula de que la inflación no Granger

causa a la emisión. A un nivel de significancia del 20 %, la hipótesis nula se rechaza en los sub-periodos 1984M01-1984M11, 1989M09-1989M12, 2008M11-2009M10 y 2020M06-2020M12. También se considera para el análisis, el resultado de 2019M12 que rechaza la hipótesis nula a un nivel de significancia del 10 %.

Las pruebas de causalidad *Bootstrap* en toda la muestra evidenciaban una relación bidireccional de causalidad entre las variables de estudio, encontrando que la inflación también tiene un contenido predictivo sobre la emisión.²⁰ Sin embargo, los resultados de las estimaciones de ventanas móviles indican que la causalidad bidireccional solamente se confirma para el sub-periodo hiperinflacionario 1984M01-1984M11. En 1984, la aceleración de los precios alcanzó niveles de hiperinflación, cerrando el año con una variación interanual de 2.177 % (Gráfico 1a). En el marco de la demanda de saldos reales, esto implicaba que se necesitaba cada vez más dinero para respaldar un mismo número de transacciones, lo que puede explicar la causalidad de inflación a emisión encontrada en este sub-periodo, aunque en este caso la magnitud del impacto habría sido menor (en promedio 0,16, Gráfico 8) que la magnitud del impacto de la emisión sobre la inflación.

En el periodo post-hiperinflacionario 1989M09-1989M12 también se encuentra que la inflación tuvo un contenido predictivo sobre la emisión. Este resultado se puede entender considerando que hubo un repunte inflacionario con el cambio de gobierno en agosto de ese año que pudo haber generado una mayor demanda de efectivo,²¹ pero que no se reflejó en un mayor crecimiento de la emisión (que de hecho cerró con una tasa interanual negativa) debido a efectos de base de comparación (Gráfico 2b), ya que en la gestión anterior la oferta monetaria fue mayor a las reales necesidades de la economía, lo que se confirmó con el resultado de la prueba bajo la hipótesis nula de que la emisión no Granger causa a la inflación para el sub-periodo 1988M01-1989M08.

En el sub-periodo 2008M11-2009M10 se observa un impacto negativo de la inflación sobre la emisión que en promedio estuvo alrededor de -0,3. En 2009, la inflación se redujo debido a la crisis financiera internacional, con registros cercanos a 0 %. En este marco, la política monetaria adoptó una postura expansiva para impulsar el crecimiento que terminó reflejándose

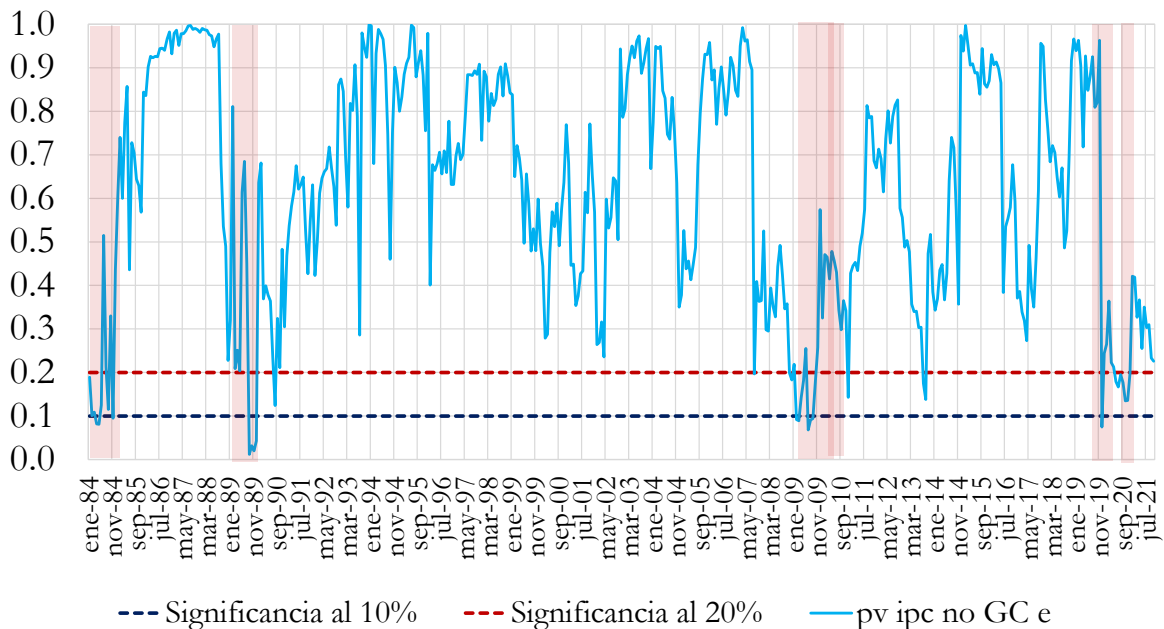
20. En BCB (2011b), se presenta evidencia empírica para Bolivia de precedencia estadística de la inflación al crecimiento de los agregados monetarios.

21. Con el cambio de gobierno se procedió al incremento de los precios de los combustibles en el mercado interno y la revisión de las tarifas de servicios públicos (BCB, 1990).

en la emisión que cerró el año con un crecimiento interanual de 10,8% (Gráfico 1c), pese a que la desaceleración económica y la inflación baja habían afectado la demanda de saldos nominales.

En 2019M12, el impacto de la inflación sobre la emisión fue positivo y estuvo alrededor de 0,4, lo que estaría reflejando el efecto rezagado y transitorio del incremento de algunos precios en noviembre debido a los conflictos sociales, mismo que no fue persistente en el tiempo (Gráfico 1d). Finalmente, en el marco de la pandemia durante el segundo semestre de 2020, se observa que la inflación volvió a tener un contenido predictivo sobre la emisión. Este resultado se puede entender por la mayor sensibilidad de los agentes a cambios macroeconómicos en un contexto de incertidumbre, ya que el fuerte incremento de la emisión en este sub-periodo se explica por la preferencia de efectivo para prever transacciones y por la otorgación de bonos sociales y no por la inflación que registró tasas de variación bajas (Gráfico 1d). La prueba de causalidad *Bootstrap* en este sub-periodo estaría captando la incertidumbre ante posibles variaciones de la inflación.

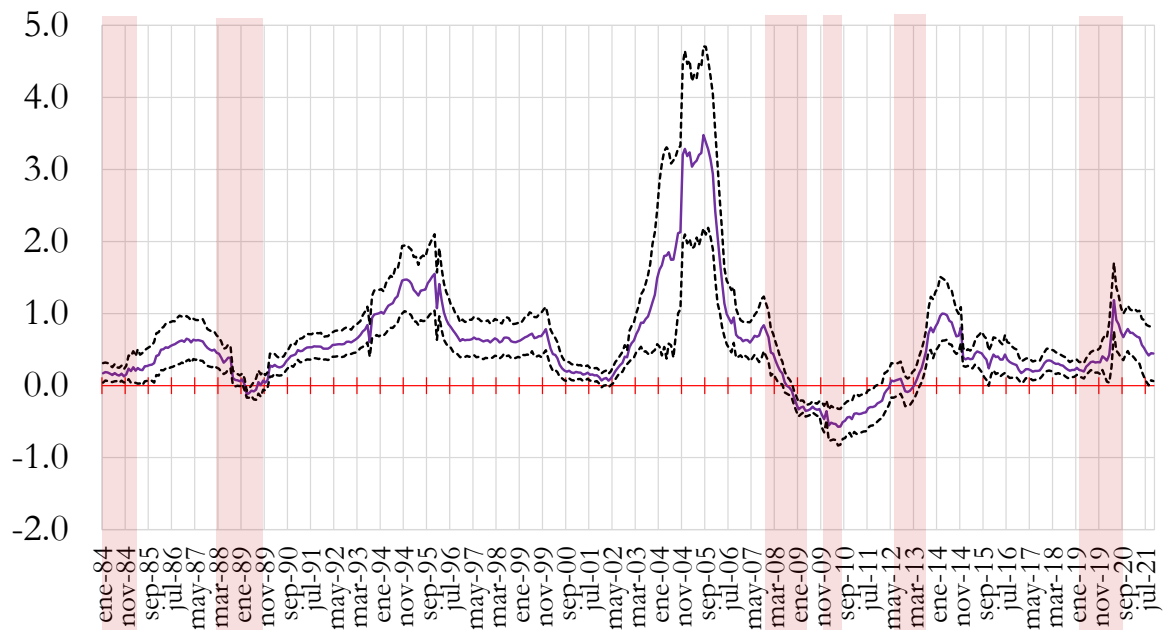
Gráfico 7: P-values del estadístico *Bootstrap LR* bajo la hipótesis nula de que la inflación no Granger causa la emisión



Elaboración: Propia de los autores

Nota: Para evaluar las estimaciones de ventanas móviles se consideró la causalidad encontrada a un nivel de significancia del 20% en sub-periodos de más de un mes. La causalidad encontrada para un mes se consideró solo si la hipótesis se rechazaba al 10%.

Gráfico 8: Suma de los coeficientes *Bootstrap* que miden el impacto de la inflación sobre la emisión



Elaboración: Propia de los autores
 Nota: Intervalos de confianza al 90 %

5. Consideraciones Finales

Este documento analiza la relación de causalidad entre la cantidad de dinero (medida con la emisión) y la inflación en Bolivia, debido a que gran parte de la teoría monetaria clásica, como la teoría cuantitativa del dinero menciona que la cantidad del dinero en la economía genera presiones inflacionarias, es decir, existe una causalidad directa del dinero sobre la inflación, sin embargo en el presente documento se muestra que esta teoría en ciertos escenarios económicos no se cumple. Se obtiene esta conclusión usando una versión *Bootstrap* de la prueba de causalidad de Granger en estimaciones de ventanas móviles. La prueba de causalidad *Bootstrap*, aplicada a toda la muestra, encuentra evidencia de una causalidad bidireccional entre la emisión y la inflación. No obstante, considerando la presencia de cambios estructurales, se confirma que los parámetros de las ecuaciones del modelo VAR no son estables, lo que cuestiona la validez de los resultados de la prueba para todos los puntos de la muestra.

En este marco, para evaluar la dinámica de la relación de causalidad entre la emisión y la inflación a través del tiempo, se aplica la prueba de causalidad *Bootstrap* en submuestras de ventanas móviles de tamaño fijo

(48 observaciones). Las conclusiones generales de estas estimaciones son las siguientes:

- No se encuentra una relación consistente de causalidad entre las variables de estudio a lo largo de los diferentes sub-periodos de la muestra 1980M01-2021M10. En gran parte de las submuestras no se rechaza la hipótesis nula de no causalidad.
- Sin embargo, existen sub-periodos donde se encuentra un vínculo causal y este vínculo generalmente está asociado a eventos económicos importantes, lo que indica que los resultados no son simplemente un efecto estadístico.
- La evidencia de causalidad en ambos sentidos (bidireccionalidad) se confirma solamente durante el sub-periodo hiperinflacionario.

Cuando se analiza la causalidad de la emisión a la inflación, se evidencia que en los años hiperinflacionarios de mediados de los 80, la emisión tuvo un impacto directo, contemporáneo y significativo sobre la inflación que alcanzó una magnitud de 0,8, es decir, cambios en la oferta monetaria se reflejaron casi proporcionalmente en cambios en el nivel de precios. En los años siguientes de dolarización de la economía, el contenido predictivo de la emisión sobre la inflación se redujo, siendo significativo solamente en los sub-periodos 1988M01-1989M08 y 1994M09-1995M01 cuando se registraron fuertes expansiones monetarias.

En los últimos 15 años, el enfoque heterodoxo y orientación contracíclica de la política monetaria, junto con la bolivianización de la economía, ha cambiado la relación de causalidad entre la emisión y la inflación, otorgando una mayor efectividad a la política monetaria cuando es contractiva para controlar la inflación y expansiva para impulsar el crecimiento. En este contexto, la política monetaria contractiva en respuesta al repunte inflacionario de 2007 y 2008 amortiguó la mayor demanda de circulante al inicio del proceso de bolivianización, lo que explica el impacto positivo pero reducido de la emisión sobre la inflación en varios meses de 2006, 2007 y 2008. El impacto negativo que se encuentra durante el sub-periodo 2014M05-2015M01, se entiende como un efecto rezagado de medidas contractivas en un sub-periodo inflacionario previo que continuaron reflejándose sobre el nivel de precios cuando se inició una etapa de política monetaria expansiva para impulsar el crecimiento.

Cuando se analiza el contenido predictivo de la inflación sobre la emisión, la causalidad encontrada en los sub-periodos 1984M01-1984M11 y 1989M09-1989M12 relaciona una mayor inflación con un incremento en la demanda de saldos nominales para mantener niveles adecuados de saldos reales. Sin embargo, la causalidad encontrada en los subperiodos 2008M11-2009M10 y 2020M06-2020M12 no se puede relacionar directamente a variaciones observadas en las variables de estudio. Estos resultados sugieren que, en el análisis de la causalidad de la inflación a la emisión, los impactos en etapas de inflación alta son más claros y comprensibles que los impactos en etapas de inflación baja y moderada.

La mayor contribución de este documento es examinar si la serie de cambios estructurales que experimentó la economía boliviana en las últimas 4 décadas ha afectado la relación de causalidad entre la cantidad de dinero y la inflación. Si bien el análisis basado en un modelo de dos variables puede estar limitado debido a variables omitidas, la especificación y la metodología son útiles para ilustrar en qué periodos la causalidad ha sido significativa y qué cambios se han observado en la magnitud y la dirección del impacto.

La evidencia encontrada puede ser útil para aquellos responsables en la formulación de políticas económicas, principalmente en economías donde la inflación es alta, ya que, desde cierto grado, es la propia inflación quien genera una mayor demanda de dinero, aspecto empírico que va en contra de la teoría cuantitativa del dinero.

La introducción de variables de control debe hacerse en el marco de metodologías no lineales que consideren parámetros que varíen en el tiempo. De todas maneras, la mayoría de los enfoques van a estar restringidos a unos cuantos cambios estructurales y no a múltiples quiebres que se pueden capturar con las estimaciones de ventanas móviles. Otro problema que puede haber con la introducción de variables de control es la cobertura, ya que hay muchas series que no están disponibles a lo largo de todo el periodo de análisis, lo que llevaría a la necesidad de cortar la muestra de estudio. Justamente, la evidencia histórica es otro de los aportes del documento.

Referencias

- Ajmi, A., Aye, G., Balcilar, M., Montasser, G., y Gupta, R. (2015). Causality between us economic policy and equity market uncertainties: Evidence from linear and nonlinear tests. *Journal of Applied Economics*, 18(2):225–246.
- Andrews, D. (1993). Tests for parameter instability and structural change with unknown change point. *Econometrica*, 61:821–856.
- Andrews, D. y Ploberger, W. (1994). Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative. *Econometrica*, 62:1383–1414.
- Balcilar, M. y Ozdemir, Z. (2013). The export-output growth nexus in japan: A bootstrap rolling window approach. *Empirical Economics*, 44:639–660.
- Balcilar, M., Ozdemir, Z., y Arslanturk, Y. (2010). Economic growth and energy consumption causal nexus viewed through a bootstrap rolling window. *Energy Economics*, 32:1398–1410.
- Balcilar, M., Ozdemir, Z., y Shahbaz, M. (2018). On the time-varying links between oil and gold: New insights from the rolling and recursive rolling approaches. *International Journal of Finance*, pages 1–19.
- BCB (1990). *Memoria Anual 1989*. Banco Central de Bolivia.
- BCB (1991). *Memoria Anual 1990*. Banco Central de Bolivia.
- BCB (1995). *Memoria Anual 1994*. Banco Central de Bolivia.
- BCB (1999). *Memoria Anual 1998*. Banco Central de Bolivia.
- BCB (2008). *Banco Central de Bolivia. El comportamiento de los agregados monetarios y la inflación*. Banco Central de Bolivia.
- BCB (2011a). *Informe de Estabilidad Financiera Enero 2011*. Banco Central de Bolivia.
- BCB (2011b). *La liquidez de la economía y el control de la inflación*. Banco Central de Bolivia.
- BCB (2014a). *Informe de Política Monetaria, Enero 2014*. Banco Central de Bolivia.

- BCB (2014b). *Informe de Política Monetaria, Octubre 2014*. Banco Central de Bolivia.
- BCB (2015). *Informe de Política Monetaria Enero 2015*. Banco Central de Bolivia.
- BCB (2018). *Soberanía monetaria, estabilidad macroeconómica y desarrollo económico y social. Volumen II: El aporte de las políticas monetaria y cambiaria en el periodo 2006 – 2017*. Banco Central de Bolivia.
- Caballero, B. y Caballero, R. (2011). Dinámica inflacionaria y el efecto pass-through en bolivia 1990-2010. un enfoque de svar cointegrado. Documento de Trabajo. <https://www.bcb.gob.bo/eeb/sites/default/files/paralelas5eeb/viernes/Inflacion/Rolando%20Caballero%20y%20Benigno%20Caballero.pdf>.
- Cerezo, S. y Ticona, U. (2017). Bolivianización, demanda de dinero y señoreaje en bolivia: Evidencia empírica y una propuesta teórica. *Revista Latinoamericana de Desarrollo Económico*, pages 7–37.
- Cossío, J., Laguna, M., Martin, D., Mendieta, P., Mendoza, R., Palmero, M., y Rodríguez, H. (2007). La inflación y políticas del banco central de bolivia. *Banco Central de Bolivia, Revista de Análisis*, 10:73–109.
- Cupé, E. (2006). Inflación subyacente y análisis por descomposición: Una radiografía de la inflación en tiempos de estabilidad. *Universidad Privada Boliviana, Revista Investigación Desarrollo*, 6(1):5–37.
- Cupé, E., Molina, O., y Foronda, C. (2006). Inflación, ingreso real y consumo de hogares en bolivia: Un estudio de impacto de los bloqueos. *Universidad Privada Boliviana, Centro de Investigaciones Económicas y Empresariales*.
- Escobar, L. (2016). Fluctuaciones dinámicas entre dinero e inflación en bolivia. *Oikos Polis*, 1(1):2–49.
- Evia, J. y Méndez, A. (2008). Determinantes de la inflación reciente en bolivia. *Universidad Católica Boliviana, Instituto de Investigaciones Socio-Económicas, Documento de Trabajo*, (08/08).
- Fisher, I. y Brown, G. (1911). *The Purchasing Power of Money: Its Determination and Relation to Credit, Interest and Crisis*. New York: Macmillan.

- Friedman, M. (1970). A theoretical framework for monetary analysis. *The Journal of Political Economy*, 78:193–238.
- Laguna, M. (2010). Características de la inflación importada en bolivia ¿puede contenerse con política cambiaria? *Banco Central de Bolivia, Revista de Análisis*, 11:77–109.
- Mendoza, R. y Boyán, R. (2001). Metas explícitas de inflación y la política monetaria en bolivia. *Banco Central de Bolivia, Revista de Análisis*, 4(1):75–127.
- Morales, J. (1986). *Estabilización y Nueva Política Económica en Bolivia*. Universidad Católica Boliviana, Instituto de Investigaciones Socio-Económicas (IISEC), Documento de Trabajo No 09/86.
- Morales, J. (2012). *La Política Económica Boliviana 1982-2010*. Universidad Católica Boliviana y Plural editores.
- Orellana, W. y Requena, J. (1999). Determinantes de la inflación en bolivia. *Banco Central de Bolivia, Revista de Análisis*, 3:7–39.
- Shi, S., Hurn, S., y Phillips, P. (2020). Causal change detection in possibly integrated systems: Revisiting the money-income relationship. *Journal of Financial Econometrics*, 18(1):158–180.
- Shukur, G. y Mantalos, P. (2000). A simple investigation of the granger causality test in integrated-cointegrated var systems. *Journal of Applied Statistics*, 27:1021–1031.
- Su, C.-W., Fan, J.-J., Chang, H.-L., y Li, X.-L. (2016). Is there causal relationship between money supply growth and inflation in china? evidence from quantity theory of money. *Review of Development Economics*, 20(3):702–719.
- Toda, H. y Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66:225–250.
- Vladova, Z. y Yanchev, M. (2015). Empirical evidence on the relationship between money supply dynamics and prices in bulgaria. *Bulgarian National Bank, Discussion Paper DP/100/2015*.

Anexo A

Para explicar cómo se calcula el estadístico LR modificado en base al método basado en residuos *Bootstrap*, se define el modelo VAR (k) de acuerdo a la siguiente especificación:

$$y_t = \phi z_t + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T$$

Donde $y_t = (y_{1t}, y_{2t})'$, $z_t = (1, y'_{t-1}, y'_{t-2}, \dots, y'_{t-k})'$, $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t})'$, $\phi = [\phi_0, \phi_1, \dots, \phi_k]$ es una matriz de $2(2k + 1)$ y $k = p + 1$.

El estimador de mínimos cuadrados de ϕ en forma matricial está dado por:

$$\hat{\phi} = Y Z' (Z' Z)^{-1}$$

Si se denota ε_u como la matriz de residuos obtenida usando la regresión no restringida (A2) y ε_r como la matriz de residuos obtenida de la regresión restringida bajo la hipótesis nula de no causalidad, se puede obtener las matrices de covarianza no restringida y restringida de acuerdo a $S_u = \varepsilon'_u \varepsilon_u$ y $S_r = \varepsilon'_r \varepsilon_r$, respectivamente. El estadístico LR en el marco del modelo VAR de rezago ampliado para testear cualquiera de las hipótesis nulas definidas en las ecuaciones (2) y (3) se define como:

$$LR = (T - m) \ln \left(\frac{\det S_r}{\det S_u} \right)$$

Donde T es el tamaño de la muestra, $k = p + 1$ es el orden de rezago del modelo VAR, $m = 2x(xk + 1) + k$ es un término de corrección de muestras pequeñas y \det es el determinante de la matriz de covarianza respectiva. La hipótesis nula de no causalidad implica la imposición de restricciones iguales a cero sobre los coeficientes de los primeros p rezagos. Para mejorar los valores críticos del test y aproximar el verdadero valor del estadístico a su valor nominal, Balcilar et al. (2010) propone una modificación del estadístico LR en base al método basado en residuos *Bootstrap* (*residual based Bootstrap method*).

En este sentido, los residuos obtenidos de la regresión restringida se rempazan mediante remuestreo y las muestras se construyen usando la regresión no restringida y sus parámetros estimados. La ecuación (A1) es estimada por mínimos cuadrados ordinarios y los residuos obtenidos usando los parámetros estimados en (A2) se remuestran.

$$Y^* = \hat{\phi} Z^* + \varepsilon^*$$

Donde ε^* son observaciones independientes idénticamente distribuidas i.i.d $\varepsilon_1^*, \varepsilon_2^*, \dots, \varepsilon_T^*$ trazadas con remplazo de los residuos mínimos cuadrados ajustados por la media $(\varepsilon_r - \bar{\varepsilon}_r)$. La muestra de errores se traza usando la distribución empírica F_ε de ε dando a cada residuo la misma probabilidad de selección $1/T$.

El principio básico de la prueba de causalidad *Bootstrap* consiste en trazar un número de “muestras *Bootstrap*” de la regresión restringida bajo la hipótesis nula, luego calcular el estadístico de prueba *Bootstrap* y finalmente compararlo con el estadístico de prueba observado. La muestra *Bootstrap* se obtiene de la ecuación (A4) y el estadístico *Bootstrap LR** calculado en base a esta muestra se compara con el estadístico observado *LR*. La distribución *Bootstrap* del estadístico *LR** se obtiene replicando este proceso N_b veces. Siguiendo a Balcilar et al. (2010), Balcilar y Ozdemir (2013), Su et al. (2016) y Balcilar et al. (2018), este documento presenta los resultados empíricos usando los *p-value Bootstrap* que se definen como $Prob^*(LR^* \geq LR)$, en lugar de los valores críticos *Bootstrap*.

El procedimiento seguido para calcular el estadístico *LR** en base al método basado en residuos *Bootstrap* se puede resumir de la siguiente manera. Primero, se estima el estadístico *LR* de acuerdo a la ecuación (A3), Segundo, se usan los residuos mínimos cuadrados ajustados por la media $(\varepsilon_r - \bar{\varepsilon}_r)$ para trazar $\varepsilon_1^*, \varepsilon_2^*, \dots, \varepsilon_T^*$ y obtener la ecuación $Y^* = \hat{\phi}Z^* + \varepsilon^*$. Tercero, se calcula el estadístico *Bootstrap LR** para testear la hipótesis nula de no causalidad, repitiendo este paso N_b veces. Las N_b replicas *Bootstrap* del estadístico *LR** se emplean para obtener los *p-value* correspondientes.

Anexo B

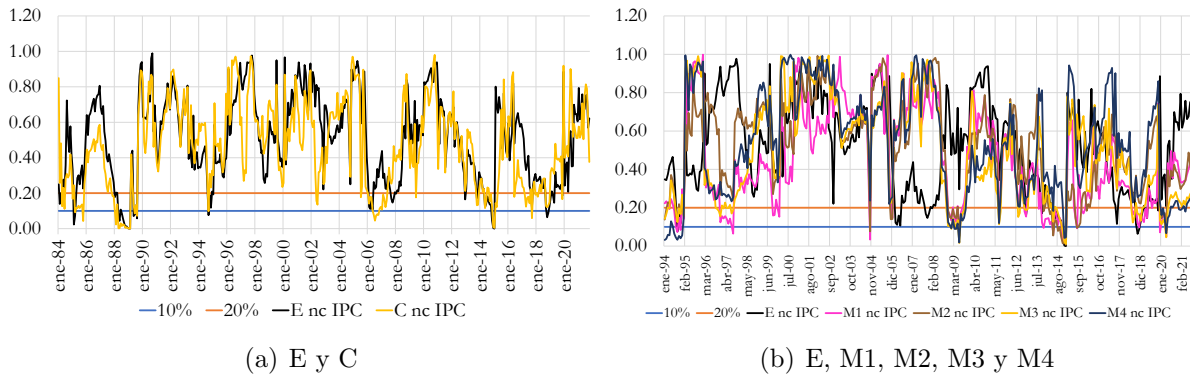
Las pruebas de causalidad *Bootstrap* se realizaron utilizando diferentes medidas de cantidad de dinero, si bien el interés era evaluar la relación emisión-inflación en el marco del régimen monetario de metas de cantidad. Para la muestra de estudio (1980M01-2021M10) se tenía disponible las series de emisión (E), circulante (C), base monetario (BM) y agregados monetarios M'1 y M'3; y desde 1990M01 se contaba con las series de los demás agregados M1, M2, M3, M4, M'2 y M'4. En relación a los resultados con la emisión, los resultados utilizando los agregados que incluyen moneda extranjera (BM, M'1, M'3, M'2 y M'4) difieren más que los resultados utilizando los agregados en moneda nacional (C, M1, M2, M3 y M4).

Cuando se testea la causalidad de la cantidad de dinero a la inflación considerando los agregados en moneda nacional, la hipótesis nula se rechaza en la mayor parte de los sub-periodos donde se rechaza con la emisión. No obstante, hay inconsistencias como el rechazo de la hipótesis nula en el sub-periodo que abarca meses de 2009 que corresponden a una política monetaria expansiva debido a la desaceleración económica y registros de inflación cercanos a 0 % por la crisis financiera internacional.

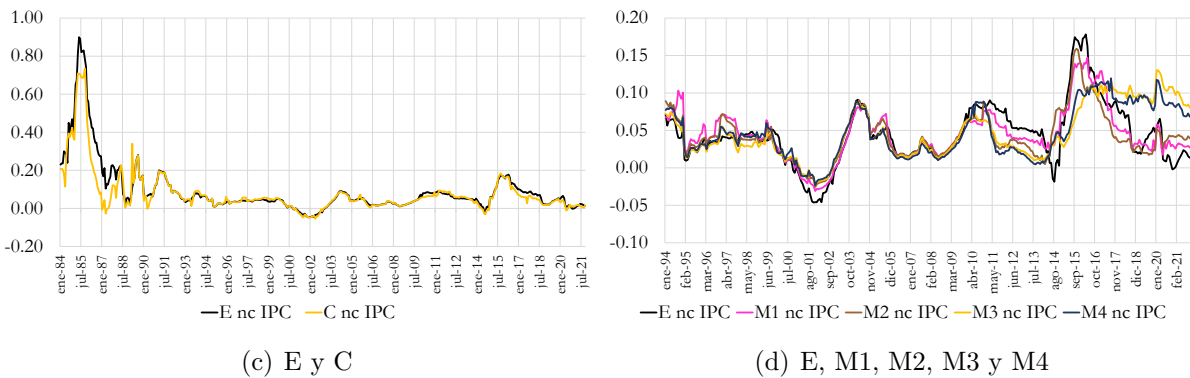
Cuando se testea la causalidad de la inflación a la cantidad de dinero con los agregados en moneda nacional, si bien se encuentra similitudes con los sub-periodos de rechazo utilizando la emisión, existen más diferencias que cuando se testea la causalidad inversa. Algunos resultados inconsistentes son el rechazo de la hipótesis nula en el sub-periodo que abarca meses de 2000 cuando la inflación promedio estuvo entorno al 5 % y los agregados registraron tasas de crecimiento interanual cercanas a 0 %; o la evidencia de causalidad en el sub-periodo que abarca meses de 2016 y 2017 que se caracterizó en términos generales por bajas presiones inflacionarias.

Anexo C

Gráfico 9: P-valores del estadístico *Bootstrap LR* bajo la hipótesis nula de que la cantidad de dinero no Granger causa la inflación utilizando agregados en moneda nacional

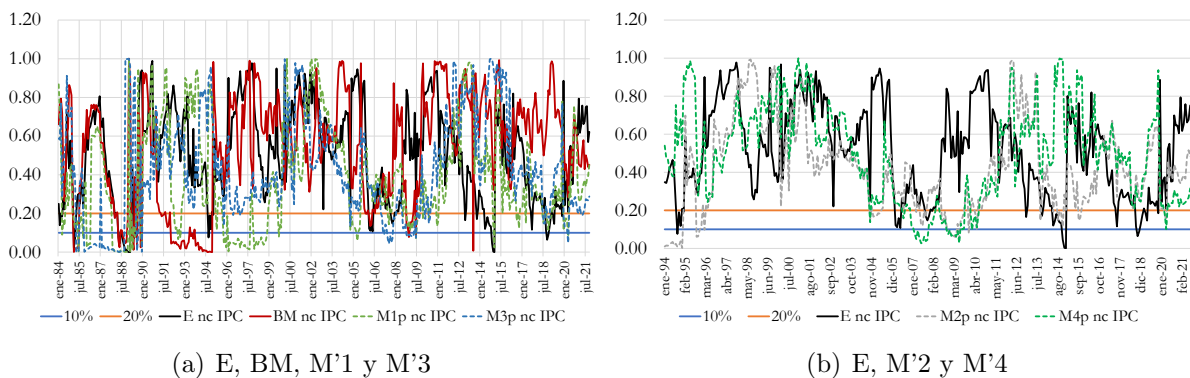


Suma de los coeficientes *Bootstrap* que miden el impacto de la cantidad de dinero sobre la inflación utilizando agregados en moneda nacional

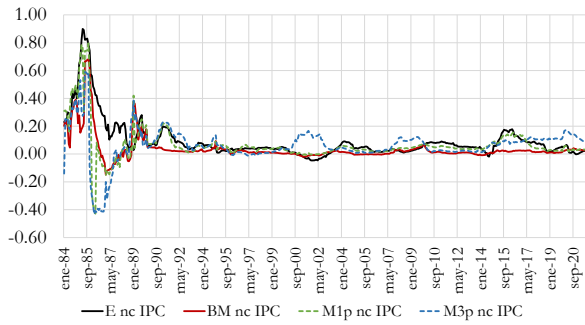


Elaboración: Propia de los autores

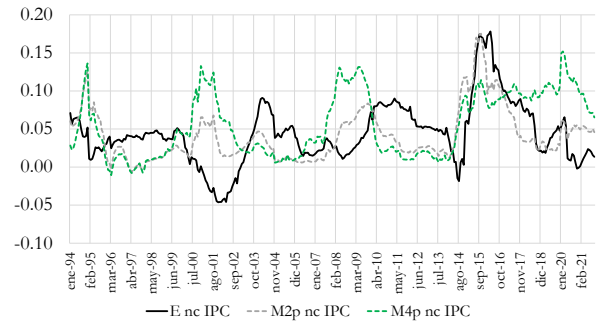
Gráfico 10: P-valores del estadístico *Bootstrap LR* bajo la hipótesis nula de que la cantidad de dinero no Granger causa la inflación utilizando emisión y agregados que incluyen moneda extranjera



Suma de los coeficientes *Bootstrap* que miden el impacto de la cantidad de dinero sobre la inflación utilizando emisión y agregados que incluyen moneda extranjera



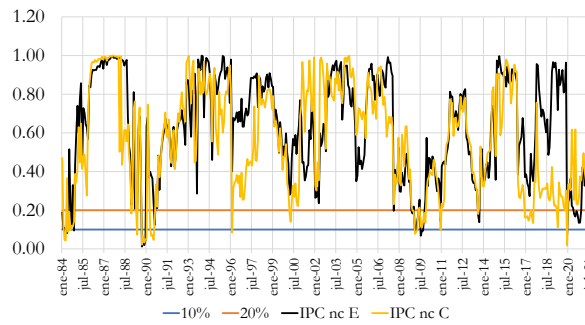
(c) E, BM, M'1 y M'3



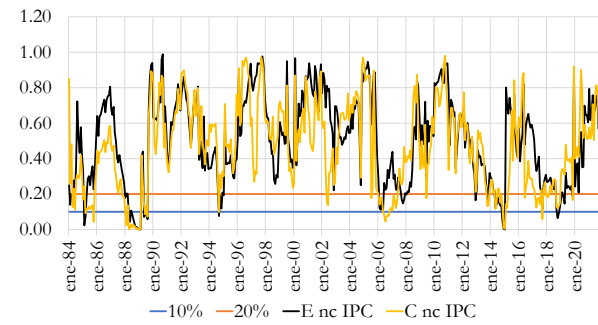
(d) E, M'2 y M'4

Elaboración: Propia de los autores

Gráfico 11: P-values del estadístico *Bootstrap LR* bajo la hipótesis nula de que la inflación no Granger causa la cantidad de dinero utilizando agregados en moneda nacional

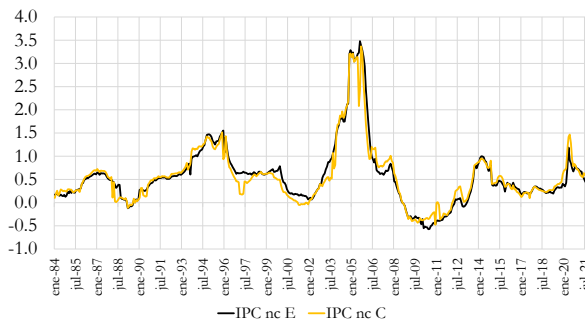


(a) E y C

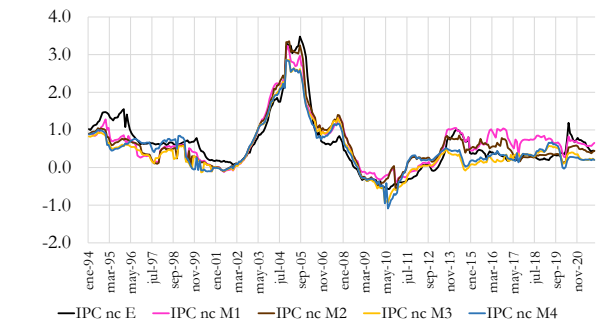


(b) E, M1, M2, M3 y M4

Suma de los coeficientes *Bootstrap* que miden el impacto de la inflación sobre la cantidad de dinero utilizando agregados en moneda nacional



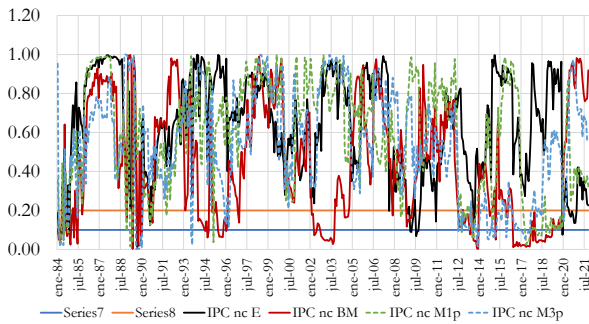
(c) E y C



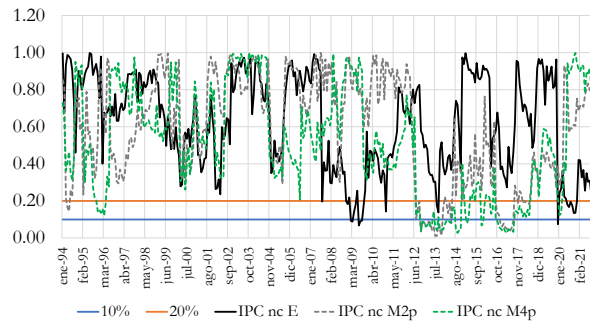
(d) E, M1, M2, M3 y M4

Elaboración: Propia de los autores

Gráfico 12: P-valores del estadístico *Bootstrap LR* bajo la hipótesis nula de que la inflación no Granger causa la cantidad de dinero utilizando emisión y agregados que incluyen moneda extranjera

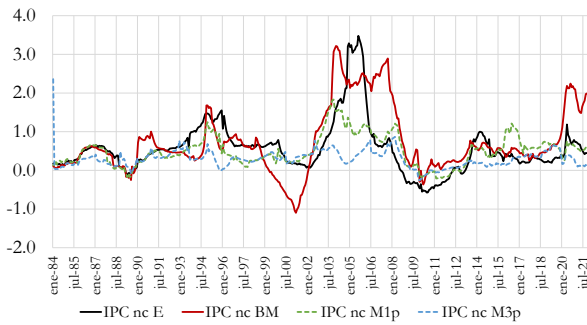


(a) E, BM, M'1 y M'3

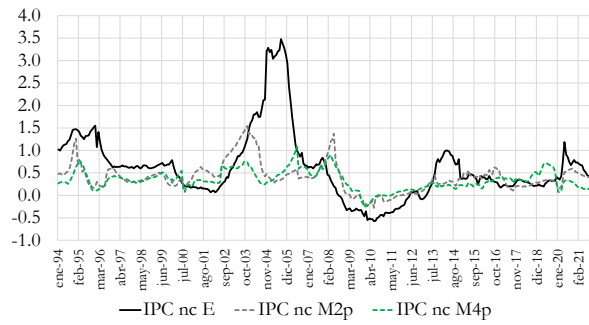


(b) E, M'2 y M'4

Suma de los coeficientes *Bootstrap* que miden el impacto de la inflación sobre la cantidad de dinero utilizando emisión y agregados que incluyen moneda extranjera



(c) E, BM, M'1 y M'3



(d) E, M'2 y M'4

Elaboración: Propia de los autores